

## Studierbereitschaft und Wahl von ingenieurwissenschaftlichen Studienfächern: eine empirische Untersuchung sächsischer Abiturienten der Abschlußjahrgänge 1996, 1998 und 2000

Becker, Rolf

Veröffentlichungsversion / Published Version

Arbeitspapier / working paper

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Becker, R. (2000). *Studierbereitschaft und Wahl von ingenieurwissenschaftlichen Studienfächern: eine empirische Untersuchung sächsischer Abiturienten der Abschlußjahrgänge 1996, 1998 und 2000*. (Discussion Papers / Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung, Forschungsschwerpunkt Arbeitsmarkt und Beschäftigung, Abteilung Arbeitsmarktpolitik und Beschäftigung, 00-210). Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung gGmbH. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-116096>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

FS I 00 - 210

**Studierbereitschaft und Wahl von  
ingenieurwissenschaftlichen Studienfächern\***

Eine empirische Untersuchung sächsischer Abiturienten der  
Abschlussjahrgänge 1996, 1998 und 2000

Rolf Becker\*

\*Technische Universität Dresden  
Institut für Soziologie  
Mommsenstrasse 13, 01069 Dresden  
Tel. 0351/463 4112, /Fax. 0351/463 7085  
e-mail: becker-r@rcs.urz.tu-dresden.de

Oktober 2000  
ISSN Nr. 1011-9523

---

\* Für die Überlassung der Daten, die im Auftrag des Sächsischen Staatsministeriums für Kultus in Zusammenarbeit mit der Technischen Universität Dresden erhoben worden sind, danke ich den Professoren Karl Lenz und André Wolter (beide Technische Universität Dresden). Rolf Becker ist Oberassistent und Privatdozent am Lehrstuhl für Makrosoziologie des Instituts für Soziologie der Technischen Universität Dresden. Die Arbeit liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

## ZITIERWEISE / CITATION

Rolf Becker

### **Studierbereitschaft und Wahl von ingenieurwissenschaftlichen Studienanfängern**

Eine empirische Untersuchung sächsischer Abiturienten der Abschlussjahrgänge 1996, 1998 und 2000

Discussion Paper FS I 00 -210  
Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung 2000

#### **Forschungsschwerpunkt:**

Arbeitsmarkt und  
Beschäftigung

#### **Research Area:**

Labour Market and  
Employment

#### **Abteilung:**

Arbeitsmarktpolitik und  
Beschäftigung

#### **Research Unit:**

Labour Market Policy and  
Employment

**Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung**

Reichpietschufer 50

D-10785 Berlin

e-mail: [wzb@wz-berlin.de](mailto:wzb@wz-berlin.de)

Internet: <http://www.wz-berlin.de>

## **Zusammenfassung**

Ausgangspunkt der vorliegenden empirischen Untersuchung ist zum einen die Frage, warum nach einem rückläufigen Trend bis 1998 die Studierneigung sächsischer Abiturienten wieder angestiegen ist und zum anderen die Frage, warum sich seit 1996 wieder mehr sächsische Abiturienten für das Ingenieurstudium interessieren. Diese Entwicklung wird anhand der Humankapital- und Werterwartungstheorie zu erklären versucht. Im Vordergrund stehen dabei die Mechanismen, die letztlich zur Entscheidung für oder gegen ein Studium oder ein bestimmtes Studienfach führen. Demnach hängt die Studierneigung eines Individuums vom antizipierten Nutzen eines Studiums, von den erwarteten Kosten und der subjektiv eingeschätzten Wahrscheinlichkeit, aufgrund eigener schulischer Leistungen erfolgreich studieren zu können, ab. Jedoch tendieren Individuen aus niedrigen Sozialschichten im Unterschied zu Angehörigen höherer Sozialschichten nach Erwerb der Studienberechtigung dazu, den Nutzen von höherer Bildung zu unterschätzen und gleichzeitig die Kosten für Investitionen in höhere Bildung zu überschätzen. Daraus wird die These abgeleitet, dass Veränderungen in der Studierneigung und der Studienfachwahl von herkunfts- und geschlechtsspezifischen Verschiebungen in der Kosten-Nutzen-Relation eines Studiums abhängen. Diese Verschiebungen ergeben sich aus der Beurteilung der wirtschaftlichen Entwicklung und Arbeitsmarktsituation. Die Wahl des Ingenieurstudiums hängt vornehmlich von der individuellen Einkommensmaximierung ab. Die zweite These lautet deswegen: Je wichtiger die Verdienstmöglichkeiten sind, umso eher wählen studierwillige Abiturienten das Ingenieurstudium. Für die empirische Überprüfung dieser beiden Thesen werden Querschnittsinformationen über sächsische Abiturienten in den Abschlußjahrgängen 1996, 1998 und 2000 herangezogen. Bei Kontrolle der sozialen Herkunft und Geschlecht dieser befragten Abiturienten bestätigen die empirischen Befunde die angeführten Thesen. Ausschlaggebend für die Studierwilligkeit ist die subjektive Einschätzung der beruflichen Verwertbarkeit eines Studiums. Offensichtlich lassen sich einerseits Abiturienten aus unteren und zunehmend auch aus mittleren Sozialschichten und andererseits Abiturientinnen wegen ungünstiger Arbeitsmarktentwicklungen vom Studium abschrecken. Bei günstigen Arbeitsmarktsituationen streben sie wieder ein Studium an und wählen dabei oftmals auch das Ingenieurstudium. Nur bei Abiturienten aus höheren Sozialschichten ist die traditionell hohe Studierneigung weitgehend unabhängig von wirtschaftlichen Konjunkturen.

## Abstract

The objective of the empirical investigation is to analyze the changing pattern of interest in the continuation of higher education after leaving the secondary school until year 2000 as well as the increasing interest in study of engineering since 1996. For the explanation of this development the Human Capital Theory as well as the Rational Choice Theory resp. Theory of Subjective Expected Utility has been applied. The individual's interest for university education and choice of engineering depends on its subjective expected benefit of university degrees, costs and probability for successful education. However, individuals from lower social class has a propensity to underestimate the benefits of higher education as well as to overestimate the costs of human capital investments. The following theses has been derived: The change in the inclination for university education and the choice of one of the subjects of study depends on changes in the calculations of cost and benefits of an university degree depending on social origin and gender. These changes result from both the economic conditions and the labor market situation. When school-leaver being ready to study assume that they can realize maximization of income then they would like to choose engineering as subject of study. Using cross-sectional data about Saxony school-leavers holding an upper secondary leaving certificate in the years of 1996, 1998 and 2000 as well as considering the social selectivity of aspirations and resources depending on social class and gender the change in the interest for the continuation of university education are analyzed. By considering the respondents' social origin and gender the empirical results confirm our theses. The subjective evaluation of the occupational benefit of university education is important for the degree of the inclination interest for the continuation of higher education. In particular, the school leavers from lower and lower middle classes and female school leavers do not continue on education because of worse labor market development. When the labor market situations are favourable they are interest in university education again and to become an engineer. Only for the school leavers from the upper classes it is true that their inclination for higher education is resistant against economic cycles.

## **Inhaltsverzeichnis**

1	Einleitung.....	1
2	Theoretische Erklärungsansätze.....	4
2.1	Studierbereitschaft und Studienfachwahl aus humankapitaltheoretischer Sicht.....	5
2.2	Studierbereitschaft aus werterwartungs- und handlungstheoretischer Sicht .....	8
3	Datenbasis, statistisches Verfahren und Variablenbeschreibung ..	11
3.1	Datenbasis .....	11
3.2	Beschreibung der abhängigen und unabhängigen Variablen.....	13
3.3	Analysedesign und statistisches Verfahren.....	17
4	Empirische Befunde .....	20
4.1	Studierneigung und Studienfachwahl aus Sicht der Humankapitaltheorie.....	20
4.2	Mechanismen der Studierneigung aus werterwartungstheoretischer Perspektive .....	26
5	Zusammenfassung und Schlussfolgerung .....	30
	Literaturverzeichnis.....	34
	Anhang.....	37



## 1 Einleitung

Seit 1990 beobachten wir deutliche Veränderungen im Bildungsverhalten von Abiturienten, die teilweise eine Fortsetzung früherer Entwicklungen in den westdeutschen Bundesländern sind, aber auch Besonderheiten des ostdeutschen Transformationsprozesses widerspiegeln. So stieg in der Bundesrepublik Deutschland die Studienanfängerquote – darunter wird der prozentuale Anteil der Studienanfänger im ersten Hochschulsesemester an der 18- bis 21jährigen Bevölkerung verstanden – von 11 Prozent im Jahre 1970 auf 26 Prozent im Jahre 1989. Im gleichen Zeitraum wuchs bei den Männern die Studienanfängerquote von 14 auf 31 Prozent und bei den Frauen von 9 auf 21 Prozent an. Bis 1998 blieb die Studienanfängerquote, von einigen kleineren Schwankungen abgesehen, konstant bei 30 Prozent. Diese Entwicklung verlief jedoch unterschiedlich für Männer und Frauen. Während die Studienanfängerquote bei den Männern von rund 36 auf 31 Prozent abfiel, stieg sie im gleichen Zeitraum bei den Frauen um fünf Prozentpunkte von 25 auf 30 Prozent an.

Deutlichere Unterschiede sind festzustellen, wenn man die Entwicklung für West- und Ostdeutschland miteinander vergleicht. Die Studienanfängerquote im Westen Deutschlands bewegte sich nach 1990 um 31 Prozent und in Ostdeutschland zwischen 18 und 20 Prozent (HIS 1998). Diese Unterschiede können nicht auf Besonderheiten in der Entwicklung von Studienberechtigten zurückgeführt werden. Denn die Studienberechtigtenquote stieg zwischen 1990 und 1996 in Westdeutschland um 7 Prozentpunkte von 30 auf 37 Prozent an, in Ostdeutschland dagegen um 19 Prozentpunkte von 16 auf 35 Prozent an (Statistisches Bundesamt 2000; HIS 1998; Schnitzer et al. 1998).<sup>1</sup>

Es gibt deutliche, teilweise empirisch abgesicherte Anzeichen dafür, dass diese Entwicklungen in den 90er Jahren mit Veränderungen in der Studierbereitschaft von Abiturienten zusammenhängen (Becker 2000c; Wolter/Lenz/Winter 2000; Durer/Heine 2000;

---

<sup>1</sup> Die Studienberechtigtenquote ist definiert als der relative Anteil der Studienberechtigten an der 18- bis unter 21jährigen Bevölkerung. Im Jahre 1970 betrug sie 11 Prozent (Männer: 13 Prozent und Frauen: 9 Prozent) und stieg über 30 Prozent im Jahre 1989 (Männer: 32 Prozent und Frauen: 29 Prozent) auf 37 Prozent im Jahre 1998 an. Im Jahre 1994 war die Studienberechtigtenquote bei den Frauen mit 35 Prozent erstmals höher als die der Männer (34 Prozent). Bis 1998 haben sich die Abstände zugunsten der Frauen weiter erhöht (Frauen: 40 Prozent und Männer: 34 Prozent).



Statistisches Bundesamt 2000; Lischka 1999). So sank der Anteil der studierwilligen Abiturienten von 92 Prozent im Jahre 1970 auf 66 Prozent im Jahre 1989 und nach einem zwischenzeitlichen Anstieg auf mehr als 68 in den Jahren 1991 und 1992 weiterhin auf 57 Prozent im Jahre 1995. Neuere Studien weisen zumindestens für Ostdeutschland auf eine Zunahme der Studierbereitschaft hin (vgl. Durer/Heine 2000; Wolter/Lenz/Winter 2000). Die gesunkene Studierbereitschaft lässt sich auch an der Bruttostudierquote dem Anteil der Studienberechtigten eines jeweiligen Schulentlassjahrganges, die bis zu den Befragungszeitpunkten entweder ein Studium aufgenommen haben oder dies noch beabsichtigen, an der Gesamtheit der Studienberechtigten des entsprechenden Studienberechtigtenjahrgangs ablesen. Für die gesamte Bundesrepublik Deutschland sank diese von 76 Prozent im Jahre 1990 (Männer: 82 und Frauen: 69 Prozent) auf 66 Prozent im Jahre 1996 (Männer: 71 Prozent und Frauen: 62 Prozent) (HIS 1998: 48). Besonders deutlich fiel diese Entwicklung in Ostdeutschland aus. Während in Westdeutschland die Bruttostudierquote im Jahre 1990 knapp 76 und im Jahre 1996 nur noch 67 Prozent betrug, nahm sie in Ostdeutschland um 20 Prozentpunkte ab und betrug 1996 noch rund 60 Prozent.

In der öffentlichen Diskussion wurde vor allem der deutliche Rückgang bei den Ingenieurwissenschaften sowohl von der Wirtschaft als auch von der Politik problematisiert. Von „Ingenieurlücken“, „Mangel an hochqualifizierten Ingenieuren“, die für Innovation in Forschung sowie Wachstum für Unternehmen und Beschäftigung auf dem Arbeitsmarkt essentiell sind, und „Engpässen bei der zukünftigen Entwicklung von Absolventen im Maschinenbau und in der Elektrotechnik“ war und ist noch die Rede (Statistisches Bundesamt 1999a). Denn seit der Vereinigung Deutschlands ist die Attraktivität des Ingenieurstudiums bei den Studienberechtigten und bei den Studienanfängern weiter gesunken. Der Anteil der Ingenieurstudenten an allen Studierenden ging in diesem Zeitraum um 4,3 Prozentpunkte auf 16,9 Prozent zurück. Seit Beginn der 90er Jahre ist bei den Ingenieurstudiengängen die Zahl der Studienanfänger von über 70.000 auf unter 40.000 Studienanfänger gesunken (Lewin et al. 1999: 3). Nach dem Rekordtief im Studienjahr 1997/98 stieg die Zahl der Studienanfänger bei den Ingenieurwissenschaften von 45.122 auf 47.092 im darauffolgenden Studienjahr an (Statistisches Bundesamt 1999b). Für das Studienjahr 1999/2000 hatten sich bereits mehr als 49.600 Studienanfänger für das Ingenieurstudium eingeschrieben. Nunmehr beträgt der Anteil

dieser Studienanfänger an allen Erstsemester mehr als 17 Prozent. Somit hat sich der seit 1990 rückläufige Trend bei den Studienanfängern in den ingenieurwissenschaftlichen Studiengängen zumindest nicht weiter fortgesetzt.

Vor allem in den ostdeutschen Bundesländern ist seit 1997/1998 ein deutlicher Anstieg der Erstsemester in den Ingenieurwissenschaften zu verzeichnen. Dieser Anstieg dürfte sicherlich mit der wieder ansteigenden Studierbereitschaft (vgl. Lenz/Wolter/Winter 2000), aber auch mit einem Wandel in der Studienfachwahl zusammenhängen. So ist beispielsweise in Sachsen der Anteil studierwilliger Abiturienten zunächst von 58 Prozent im Jahre 1991 auf 60 Prozent im Jahre 1993 angestiegen, dann aber wieder bis auf 54 Prozent im Jahre 1998 zurückgefallen (vgl. Wolter/Lenz/Wagner 1996, 1998) und im Jahre 2000 wiederum auf 59 Prozent angestiegen (vgl. Wolter/Lenz/Winter 2000). Betrachtet man die angestrebten Studienfächer bei diesen Studierwilligen, so sind es vor allem die Zuwächse im Maschinenbau und in Bereichen der Informatik gefolgt von der Elektrotechnik und den Verkehrswissenschaften, die eine gestiegene Bereitschaft für ein Ingenieurstudium signalisieren. Sowie zur allgemeinen Studierbereitschaft, so haben vor allem die Frauen zum gestiegenen Anteil der Studierwilligen, die ein Ingenieurstudium anstreben, beigetragen. Der Anteil der Abiturientinnen, die Elektrotechnik oder Maschinenbau studieren wollen, ist von 1,5 Prozent im Jahre 1996 auf 2,8 Prozent im Jahre 1998 und schliesslich auf 4,6 Prozent im Jahre 2000 angestiegen. Diese Entwicklung ist auch für ein ostdeutsches Bundesland wie Sachsen mit einer Hochschullandschaft, die auf eine lange Tradition bei den Ingenieurwissenschaften zurückblickt und eine entsprechende Ausrichtung auf technische Universitäten und seit Anfang der 90er Jahren auch verstärkt auf Fachhochschulen vorgenommen hat, äußerst bemerkenswert.

In der vorliegenden Studie wird anknüpfend an eine vorhergehende Studie am Beispiel Sachsens detailliert auf diese gegenwärtige Entwicklung eingegangen (vgl. Becker 2000c). Zu klären ist zunächst die Frage, warum die Studierneigung nach einem rückläufigen Trend wieder angestiegen ist. Die zweite Frage lautet: Warum streben immer mehr Abiturienten das Ingenieurstudium an? Im folgenden theoretischen Teil werden Erklärungsansätze diskutiert, die sich bereits in mehreren neueren Untersuchungen bewährt haben. Von diesen handlungs- und werterwartungstheoretische Modellen werden empirisch zu überprüfende Hypothesen

abgeleitet. Im dritten Abschnitt erfolgt eine Beschreibung der herangezogenen Datenbasis, der verwendeten Variablen und des angewandten statistischen Verfahrens. Danach werden im vierten Abschnitt die empirischen Ergebnisse dargestellt und interpretiert. Im fünften Abschnitt wird eine Zusammenfassung und abschließende Schlußbetrachtung vorgenommen.

## 2 Theoretische Erklärungsansätze

In theoretischer Hinsicht ist davon auszugehen, dass die Studienanfängerquote eine aggregierte Folge individueller Entscheidungen von Abiturienten und ihren Eltern darstellt (vgl. Kristen 1998). So hängt die Entscheidung eines Studienberechtigten für oder gegen ein Hochschulstudium von mehreren Faktoren ab. Neben den persönlichen Interessen und Neigungen wird insbesondere die Rolle der sozialen Herkunft und den damit einhergehenden Möglichkeiten, ein Studium zu finanzieren, betont (Durer/Heine 2000). Trotz Stipendien und Leistungen nach BAföG ist für die meisten der Studienberechtigten das Einkommen und die finanzielle Unterstützung des Elternhauses die entscheidende Quelle für die Finanzierung des Studiums (vgl. Lenz/Wolter/Winter 2000). Des Weiteren betonen neuere Studien auch den Zusammenhang von Arbeitsmarktentwicklung und Studienbeginn (Becker 2000b, 2000c; Erikson/Jonsson 1996; Meulemann 1995; Helberger/Palamidis 1989). Günstige Arbeitsmarktchancen für Akademiker begünstigen die Entscheidung, unmittelbar nach dem Abitur auf der Fachhochschule oder an der Universität zu studieren. Dabei wird es unwahrscheinlich, dass sich die Studienberechtigten auf eine längere Doppelqualifikation „Zuerst Berufsausbildung, dann Studium“ einlassen.<sup>2</sup> Unklar bleibt jedoch in den meisten Studien, welche Mechanismen letztendlich verantwortlich für die Entscheidung zugunsten eines Hochschulstudiums sind. Wie wirken sich Faktoren der sozialen Herkunft, die individuellen Ressourcen und die Arbeitsmarktentwicklung auf die Studierbereitschaft und Studienfachwahl aus? Um die Mechanismen des Evaluations- und Entscheidungsprozesses von Studienberechtigten zu verdeutlichen, werden drei unterschiedliche Theorien der rationalen Wahl (rational choice theory) herangezogen.

---

<sup>2</sup> So wurde von Becker (2000c) für Sachsen angenommen, dass vor allem Abiturienten aus der Arbeiterklasse und unteren Mittelschicht die sinkende Arbeitslosigkeit als ein Signal für bessere Beschäftigungschancen von Akademikern interpretieren. Dann sind sie auch wieder eher bereit, Kosten und Risiken für eine länger andauernde Hochschulausbildung auf sich zu nehmen.

## 2.1 Studierbereitschaft und Studienfachwahl aus humankapitaltheoretischer Sicht

Aus humankapitaltheoretischer Sicht sind Individuen bereit, zu studieren, wenn sie der Ansicht sind, dass sie nach dem Studium mit einer angebbaren *Wahrscheinlichkeit*  $p$  langfristig höhere *Einkommen*  $B_{Ek}$  erzielen, als wenn sie sich für einen anderen Ausbildungsweg entschieden hätten. Diese Einkommenszuwächse müssen dann deutlicher höher ausfallen als die zu erwartenden *Ausbildungs- und Opportunitätskosten*  $C$  (vgl. Helberger/Palamidis 1989: 206). Aus dem Spektrum verschiedener Bildungswege wird dann die Alternative ausgewählt, die bei anfallenden Kosten die größten Renditen verspricht (vgl. Becker 1975). Die zukünftigen Lebenseinkommen müssen jedoch so hoch sein, dass bei der antizipierten Lebensarbeitszeit genügend Zeit verbleibt, die Humankapitalinvestitionen zu amortisieren (vgl. Schömann 1994).

Bei ungünstiger Wirtschaftslage und hoher Arbeitslosigkeit – wie dies in Ostdeutschland der Fall ist – wird ein Studium als wenig attraktiv eingeschätzt (vgl. Helberger/Palamidis 1992: 37). Wenn ostdeutsche Schulabgänger die Einkommens- und Arbeitsmarktchancen im Anschluss an ein Studium ungünstig einschätzen, dann werden sie eher auf ein Hochschulstudium verzichten und stattdessen eine Berufsausbildung in Erwägung ziehen, weil ihnen trotz eines Hochschulstudiums das erwartete Lebenseinkommen oder die Amortisierung hoher Ausbildungskosten nicht garantiert erscheinen. Dass vor allem Schulabgänger aus statusniedrigen Elternhäusern eher dazu neigen, den Nutzen von höherer Bildung angesichts der vermeintlich ungünstigen Beschäftigungschancen von Akademikern, aber auch wegen ihrer im Vergleich zu Abiturienten aus statushöheren Elternhäusern ungünstigeren schulischen Leistungen, zu unterschätzen und gleichzeitig die Kosten eines Hochschulstudiums überschätzen, konnte für Sachsen in den Jahren 1996 und 1998 empirisch belegt werden (vgl. Becker 2000c).

Die Zunahme der studierwilligen Abiturienten nach 1998 könnte zum einen dadurch zustande gekommen sein, weil zusätzlich zu den Abiturienten aus Sozialschichten, die aus Gründen der Stuserhaltung und Bildungstradition generell studieren, auch verstärkt die Abiturienten studieren wollen, die aus bildungsferneren Sozialschichten kommen. Zum anderen dürfte auch die vergleichsweise günstige Arbeitsmarktentwicklung in Sachsen – zwischen 1990 und 1998 stieg die Arbeitslosigkeit von 5 auf rund 19 Prozent an und sank auf den

gegenwärtigen Stand von knapp 16 Prozent – auch die Frauen dazu bewegt haben, zu studieren. Insbesondere ist aufgrund deskriptiver Befunde zu erwarten, dass gerade leistungsstärkere Abiturientinnen aus bildungsferneren Elternhäusern, die zuvor wegen der zunehmenden Arbeitslosigkeit auf ein Studium verzichtet haben, ein Studium anstreben (vgl. Wolter/Lenz/Winter 2000; Durer/Heine 2000; Becker 2000c; Lischka 1999).

Wie bei der Entscheidung für ein Hochschulstudium hängt die *Wahl des Studienfaches* von der Abwägung von relativen Vor- und Nachteilen ab. Ausschlaggebend sind dabei individuelle Faktoren wie erwartete *Bildungsrenditen in Form von Einkommen  $B_{Ek}$* , anfallende *Kosten  $C$*  und die nach der Leistungsfähigkeit eingeschätzte *Wahrscheinlichkeit  $p$* , das Fach erfolgreich studieren zu können. Desweiteren beeinflusst auch das Studienangebot der Hochschulen und die Numerus-Clausus-Regelungen für Fächern mit Zulassungsbeschränkungen die Auswahl des Studienfaches. Ferner ist anzunehmen, dass die zum Zeitpunkt der Evaluation des weiteren Bildungsweges und der Entscheidung für ein Studium herrschende sowie die in Zukunft erwartete Situation auf dem Arbeitsmarkt eine wichtige Rolle für die Auswahl des Studienfaches spielt. So wirken sich sinkende Beschäftigungschancen in einem bestimmten Beruf negativ auf die Wahl des entsprechenden Studienfachs aus (vgl. Statistisches Bundesamt 1999a).

Daher wird oftmals vermutet, dass die Wechselwirkung zwischen Arbeitsmarkt und Studienfachwahl für die die bemängelte „Ingenieur-Lücke“ verantwortlich ist. Während seit den 80er Jahren ein nachlassendes Interesse der Berufsschüler an technikbezogenen und technikhnen Ausbildungen und Berufen zum sinkenden Angebot an Ingenieuren geführt hat, so sind seit Anfang der 90er Jahre eher konjunkturelle Gründe ausschlaggebend dafür. Einerseits hat die Nachfrage nach Ingenieuren nachgelassen und andererseits wurden gleichzeitig Stellen im Ingenieurbereich abgebaut, die eine Arbeitslosigkeit älterer Ingenieure zur Folge hatte. Offensichtlich verliert in Zeiten hoher oder zunehmender Arbeitslosigkeit das Ingenieurstudium an Attraktivität. Mit einer gewissen Zeitverzögerung folgt daraus ein Mangel an Ingenieuren und dies vor allem in den Bereichen Maschinenbau, Elektrotechnik und Informationstechnologie. Bessern sich die Arbeitsmarktbedingungen, sind wieder Studierende bereit, Ingenieurwissenschaften zu studieren, und nach Ausbildungsende konkurrieren sie wiederum um

vergleichsweise knappe Arbeitsplätze. Dieses prozyklische Verhalten lässt sich jedoch nicht für die Zeit vor 1990 beobachten. Das Bild ändert sich erst Anfang der 90er Jahre. Mit dem Anstieg der Zahl arbeitsloser Ingenieure, die sich von 1991 bis 1997 fast verdreifacht hat, ging ein drastischer Rückgang der Studienanfänger in den Ingenieurwissenschaften einher. Ab 1996 setzte ein Rückgang der Absolventenzahlen in den Ingenieurwissenschaften und ein erneuter Anstieg der Studienanfänger in Ingenieurwissenschaften ein, wobei das ursprüngliche Überangebot aus Ostdeutschland bereits abgebaut war und die Nachfrage nach Ingenieuren wieder deutlich ansteigt.

Neben der zuvor geschilderten „Erosion des Rekrutierungspotentials“ und der Probleme bei der Abstimmung des Angebots von und der Nachfrage nach Ingenieuren beeinflusst nach Ederleh (1998) auch die herkunftsbedingte Selbstselektion die Entscheidung zugunsten des Ingenieurstudiums (vgl. Boudon 1980; Becker 2000d). So sind nach Lewin et al. (1999) zusätzlich zum Technikinteresse hohe Einkommen, garantierte Beschäftigungssicherheit und günstige Aufstiegschancen traditionell zentrale Motive für die Wahl einer technischen Fachrichtung (dies. 1999: 10).<sup>3</sup> Bestehen günstige Aussichten auf die Verwirklichung dieser Erwartungen, so entscheiden sich besonders Abiturienten aus nicht-akademischen Elternhäusern für ein Ingenieurstudium. Ihnen kommt aufgrund ihrer herkunftsbedingten Defizite beim soziokulturellen Kapital (sprachliche und soziale Kompetenzen) ein Ingenieurstudium eher entgegen als den Abiturienten aus höheren Sozialschichten. D.h. bei der Auswahl zugunsten des Ingenieurstudiums beobachten wir Prozesse der Selektion der unteren Sozialschichten, die wir bereits bei der Entscheidung für oder gegen ein Hochschulstudium festgestellt haben (vgl. Becker 2000c, 2000d).

Verschlechtern sich die Arbeitsmarktchancen für Ingenieure, dann entscheiden sich vor allem die Bildungsaufsteiger eher für eine Berufsausbildung. Sie tun dies auch dann, wenn sie

---

<sup>3</sup> Vor allem Frauen sind in den Kernbereichen der Ingenieurwissenschaften wie Elektrotechnik, Maschinenbau oder Informationstechnologie unterrepräsentiert. Offensichtlich dominieren bei ihnen vor allem soziale Motive bei der Studienfachwahl und beruflichen Orientierung (vgl. Lewin et al. 1999). Auf der anderen Seite kann argumentiert werden, dass es sich für Frauen nicht lohnt in Studienfächer einzusteigen, die eine Männerdomäne darstellen. Denn sie werden vor allem dann arbeitslos, wenn sie ein von Männern dominiertes Studienfach studieren (vgl. Schreyer 1999). Dagegen sind die Studienanfänger in den Wirtschafts-, Ingenieur- und Rechtswissenschaften im hohen Maße an selektiven Anreizen materieller Natur interessiert, so dass diese Fächer trotz der Zunahme von Frauen in den Ingenieurstudiengängen weiterhin Männerdomänen sind.

aufgrund ihrer schulischen Leistungen, der Auffassung sind, das Studium erfolgreich abzuschließen zu können (vgl. Becker 2000c). Vermutlich haben die seit kurzem günstigen Arbeitsmarktentwicklungen in Sachsen dazu geführt, dass seit 1996/97 wieder mehr Studienberechtigte beabsichtigen, die Kerndisziplinen in den Ingenieurwissenschaften zu studieren. Aufgrund der antizipierten Beschäftigungs- und Einkommenschancen wird die Bildungsrendite für Ingenieure wieder günstiger eingeschätzt als in den Jahren zuvor. Ein Ingenieurstudium scheint sich dann wieder vor allem für die Bildungsaufsteiger aus unteren Sozialschichten zu lohnen. Offen bleibt noch, ob auch immer mehr Frauen bereit sind, ein Ingenieurstudium aufzunehmen.

## 2.2 Studierbereitschaft aus werterwartungs- und handlungstheoretischer Sicht

Trivialerweise ist die Entscheidung, ob eine studienberechtigte Person überhaupt ein Studium anstrebt, eine wichtige Voraussetzung für die Studienfachwahl. Deswegen betrachten wir zwei weitere Theorien der rationalen Entscheidung, die über die Prämissen der Humankapitaltheorie hinausgehen. Analog zur Humankapitaltheorie gehen Erikson und Jonsson (1996) davon aus, dass Abiturienten dann ein Hochschulstudium in Erwägung ziehen, wenn sie die erwarteten Kosten, Erträge und Erfolgswahrscheinlichkeit günstiger einschätzen als diejenigen für andere Bildungswege. Für die einzelnen Alternativen bilden sie entsprechende Erwartungswerte für den Nutzen  $U$ , die sie miteinander vergleichen. Diese Erwartungswerte ergeben sich aus den jeweils subjektiv eingeschätzten Werte für den Ertrag der jeweiligen Bildungsabschlüsse  $B$ , für die direkten und indirekten Kosten  $C$  der einzelnen Bildungsalternativen und schließlich für die Wahrscheinlichkeit  $p$  (probability), den ins Auge gefaßten Bildungsweg erfolgreich abzuschließen zu können und damit die erwarteten Erträge wie intergenerationale Staterhaltung, Einkommen oder Prestige zu realisieren. Erikson und Jonsson (1996) setzen den Bildungsertrag bei einem Mißerfolg auf Null, während die Kosten den Wert  $C$  beibehalten. Diesen Zusammenhang formalisieren Erikson und Jonsson (1996: 14) in folgender Weise:

$$U = pB - C.$$

Der Nettonutzen  $U$  einer Bildungsalternative ist eine Funktion der erwarteten Bildungsrendite in Form intergenerationaler Statuserhaltung  $B$ , der Wahrscheinlichkeit für eine erfolgreiche Bildung  $p$  und der erwarteten Kosten  $C$  (Erikson/Jonsson 1996: 14). In seiner Grundstruktur unterscheidet sich dieser theoretische Ansatz von der Humankapitaltheorie dadurch, dass der Erfolgswahrscheinlichkeit, die avisierten Ziele über eine erfolgreiche Ausbildung zu erreichen, eine ausgeprägte Rolle beigemessen wird. Jedoch gibt es zwischen den sozialen Klassen differierende Variationen in den Mechanismen des Evaluations- und Entscheidungsprozesses. Abiturienten aus statusniedrigeren, in der Regel auch bildungsferneren Elternhäusern haben aufgrund kognitiver Nachteile geringere Erfolgswahrscheinlichkeiten. Ebenso stellen für einkommensschwächere Schichten anfallende Bildungskosten eine größere finanzielle Belastung als für statushöhere Elternhäuser dar. Für höhere Sozialschichten wiederum verspricht eine höhere Bildung wie das Studium einen höheren Nutzen, weil diese Humankapitalinvestitionen nötig sind, den erreichten Status (Prestige, Einkommen und Lebensführung) zu erhalten oder noch weiter aufzusteigen.

Die vor allem in Sachsen zunächst gesunkene und danach wieder angestiegene Studierwilligkeit und Bruttostudierquote kann möglicherweise auf solche Herkunftseffekte zurückgeführt werden. Bei vermeintlich sinkendem Bildungsnutzen und gleichzeitig steigenden Kosten verzichteten wie bereits zuvor empirisch belegt eher Abiturienten aus unteren Sozialschichten auf ein Studium (vgl. Becker 2000c). Sie lassen sich eher von vermeintlichen und tatsächlich ungünstigen Berufsaussichten für Hochschulabsolventen vom Studium abschrecken. Allenfalls wählen sie möglicherweise die Doppelqualifikation „Berufsausbildung und anschließendes Studium“ als Strategie, um subjektiv angenommene Arbeitsmarktrisiken zu minimieren. Verbessern sich die Arbeitsmarktsituationen, dann ziehen sie wiederum ein Studium in Erwägung. Dagegen ist anzunehmen, dass für Abiturienten aus höheren Sozialschichten die Arbeitsmarktentwicklungen kaum eine Rolle für ihren Evaluations- und Entscheidungsprozess spielen. Vor allem Abiturienten aus der höheren Mittelschicht sind qua sozialer Herkunft ohnehin auf ein Studium angewiesen, wenn sie den vom Elternhaus erreichten Sozialstatus in der Generationenfolge erhalten wollen.



Einen weiterführenden Erklärungsansatz schlägt Esser (1999) vor, der auf der Theorie subjektiver Werterwartung beruht. So müssen sich Abiturienten und ihre Eltern am Ende der Schulzeit zwischen zwei Alternativen entscheiden: Berufsausbildung ( $A_n$ ) oder Hochschulstudium ( $A_b$ ). Die Konsequenzen der jeweiligen Entscheidung, also die erwarteten Bildungsrenditen wie Einkommen, berufliche Stellung oder sozialer Status, bilden den *Bildungsnutzen*  $U$ . Die erwarteten *Kosten*  $C$ , die bei der Alternative  $A_b$  entstehen, und der *Wert des drohenden wie zu vermeidenden Statusverlust*  $-SV$ , der bei einer nicht den Herkunftsstatus garantierenden Bildungsentscheidung auftritt, sind weitere Bestandteile des Kosten-Nutzen-Kalküls der Abiturienten. Schließlich bilden die beiden *Erwartungswerte*  $p$  und  $c$  jeweils die Wahrscheinlichkeit für den Bildungserfolg (d.h. Realisierung der Erwartung des Nutzens  $U$ ) und die Erwartung eines Statusverlustes bei einem Verzicht auf das Studium ab. Diese Zusammenhänge formalisiert Esser (1999) folgendermaßen:

$$EU(A_n) = c(-SV)$$

$$EU(A_b) = pU + (1-p)c(-SV) - C$$

Für das Studium entscheiden sich Individuen, wenn gilt:  $EU(A_b) > EU(A_n)$ . Eine komplexe Transformation ergibt dann folgende Ungleichung:  $U + cSV > C/p$  (vgl. Esser 1999). Den Term  $U + cSV$  bezeichnet Esser (1999) als *Bildungsmotivation* und den Term  $C/p$  als *Investitionsrisiko*. Die Entscheidung zugunsten des Studiums an einer Universität oder Fachhochschule wird dann getroffen, wenn der zu erwartende Nutzen für ein Studium größer ist als für die andere zur Disposition stehende Alternative und die Bildungsmotivation höher als das Investitionsrisiko ist. Wenn die Erfolgswahrscheinlichkeit  $p$  klein ist, dann muß folglich die Bildungsmotivation sehr gross sein, damit ein Studium in Erwägung gezogen wird. Im Unterschied zur Modellierung von Erikson und Jonsson (1996) wird von Esser (1999) vor allem dem Motiv der intergenerationalen Stuserhaltung in besonderer Weise Rechnung getragen, indem der Vermeidung von Statusverlust ein zusätzlicher Nutzenwert beigemessen wird. So kann ungeachtet der Arbeitsmarktlage die Fortsetzung der familialen Bildungstradition für Akademikerkinder wie wirtschaftlich-individuelle Interessen (z.B. Einkommen, Prestige, Stuserhaltung, Selbstverwirklichung usw.) ein starker Antrieb für Studienaufnahme sein. Auch in Sachsen haben Eltern mit akademischer Bildung häufiger eine gutbezahlte berufliche Stellung

(vgl. Becker/Nietfeld 1999) und können ihre Kinder deshalb leichter während des Studiums finanziell unterstützen. Ein mangelndes Studieninteresse wegen ungünstiger wirtschaftlicher Situation ist bei ihnen seltener anzutreffen. Jedoch ist im Unterschied zu den vorhergehenden Bildungsübergängen für den Übergang zum Hochschulstudium auch davon auszugehen, dass die klassendifferenzierenden Unterschiede in der Erfolgswahrscheinlichkeit deutlich abgenommen haben. Der Grund hierfür ist, dass aus den niedrigeren Sozialschichten nur hochmotivierte und leistungsstarke Kinder die sozialen Selektionen bei vorhergehenden Bildungsübergängen „überlebt“ haben (vgl. Blossfeld/Shavit 1993).

Im Anschluss an unsere vorhergehende Studie werden aus der Werterwartungs- und Humankapitaltheorie folgende Hypothesen abgeleitet: (1) Aufgrund der günstigen Arbeitsmarktentwicklung hat eine Verschiebung in der subjektiven Kosten-Nutzen-Relation für Humankapitalinvestitionen stattgefunden. Die Studierneigung sächsischer Abiturienten hat nach einer Abnahme zwischen 1996 und 1998 im Jahre 2000 deswegen wieder zugenommen, weil für Abiturienten angesichts der günstigen Arbeitsmarktentwicklung der antizipierte wirtschaftliche Nutzen eines Studiums wieder gestiegen ist. Insbesondere für Abiturienten aus statusniedrigeren Sozialschichten dürfte der Anreiz für ein Studium gestiegen sein. (2) Die positiven Veränderungen der Arbeitsmarktsituation und der damit verbundenen Beschäftigungs- und Einkommensmöglichkeiten sind selektive Anreize für sächsische Abiturienten, sich für ein Ingenieurstudium zu entscheiden. Vor allem für Abiturientinnen aus unteren Sozialschichten entscheiden sich verstärkt für die Ingenieurwissenschaften.

### 3 Datenbasis, statistisches Verfahren und Variablenbeschreibung

#### 3.1 Datenbasis

Die empirischen Analysen basieren auf Umfragedaten, die im Auftrag des Sächsischen Staatsministeriums für Kultus jeweils zu Anfang 1996, 1998 und 2000 in den sächsischen Regionalschulbezirken (Bautzen, Chemnitz, Dresden, Leipzig und Zwickau) erhoben wurden (Wolter/Lenz/Wagner 1996, 1998; Wolter/Lenz/Winter 2000). Die Erhebung erfolgte an zufällig ausgewählten Schulen in Sachsen. Jeweils 10 Prozent der Schüler und Schülerinnen in

den Abschlussklassen sollten befragt werden. Im Jahre 1996 wurden 23 von allen 189 allgemeinbildenden Gymnasien, 6 von insgesamt 55 beruflichen Gymnasien und 6 von insgesamt 38 Fachoberschulen einbezogen, während im Jahre 1998 dann 21 von allen 188 allgemeinbildenden Gymnasien, 6 von insgesamt 50 beruflichen Gymnasien und 7 von 44 Fachoberschulen berücksichtigt wurden. Schließlich wurden im Jahre 2000 25 von allen 184 allgemeinbildenden Gymnasien, sechs von allen 54 beruflichen Gymnasien und 7 von insgesamt 49 Fachoberschulen zufällig ausgewählt.

In diesen beiden Umfragen wurden Schüler und Schülerinnen in den Abschlussklassen im Klassenraumverfahren schriftlich mit standardisierten Fragebogen befragt. Für 1996 liegt eine auswertbare Stichprobe von 2.102 Personen in der 12. bzw. 13. Klassenstufe (davon: 1.806 an allgemeinbildenden Gymnasien) vor, was einem Anteil von 10 Prozent an der Grundgesamtheit entspricht. Die Stichprobe für 1998 umfasst mit 2.200 Personen (davon: 1.755 an allgemeinbildenden Gymnasien) rund 10,7 Prozent der 20.674 Schüler in der Grundgesamtheit, die eine Studienberechtigung anstreben. Schließlich umfasst die auswertbare Stichprobe für das Jahr 2000 insgesamt 1.937 Personen (davon: 1588 an allgemeinbildenden Gymnasien) rund 9,5 Prozent der 20.464 Schüler und Schülerinnen in den Abschlussklassen. Die Rücklaufquote ist für den letzten Zeitpunkt mit 78 Prozent deutlich geringer als für die beiden vorhergehenden Zeitpunkten (1996: 85 Prozent und 1998: 87 Prozent) (Wolter et al. 2000: 2).

Aus diesen drei Stichproben werden in der vorliegenden Untersuchung jedoch nur Befragte an den allgemeinbildenden Gymnasien berücksichtigt, und von diesen wiederum lediglich diejenigen, die sich sicher waren, was sie unmittelbar nach dem Abitur und gegebenenfalls nach Ableistung des Zivil- oder Militärdienstes tun werden. Unberücksichtigt bleiben unentschlossene Befragte, deren Anteil an der Gesamtstichprobe für die ersten beiden Befragungszeitpunkte jeweils 24 Prozent und für das Jahr 2000 rund 21 Prozent beträgt. Von den Befragten in allgemeinbildenden Gymnasien waren in den Jahren 1996 und 1998 jeweils rund 23 Prozent und im Jahre 2000 rund 20 Prozent unentschlossen. Der Grund für ihren Ausschluss ist, dass sie zum Befragungszeitpunkt noch *keine eindeutige oder zumindest vorläufige Entscheidung* über ihren weiteren Bildungs- und Berufsverlauf getroffen haben. Sie können nicht ohne weiteres zu denjenigen gerechnet werden, die ein Studium avisieren oder auf

ein Studium verzichten. Aus der Sicht der herangezogenen Varianten der Rational-Choice-Theorien Humankapitaltheorie und Werterwartungstheorie ist deren Evaluations- und Entscheidungsprozess noch offen.

Analysen über diese Unentschlossenen sind spekulative Interpretationen, wenn man wie in unserem Fall statt Längsschnittdaten eben nur Querschnittdaten hat. Denn bei Querschnittsanalysen hängen die Befunde vom Zeitpunkt der Erhebung ab und führen bei noch nicht abgeschlossenen Evaluations- und Entscheidungsprozessen zwangsläufig zu irreführenden Befunden. Verfügt man über ereignisorientierte Längsschnittdaten, dann kann es sinnvoll sein, die Gruppe der Unentschlossenen systematisch zu berücksichtigen, um sowohl deren länger andauernden Evaluationsprozess bis zur endgültigen Entscheidung zu beschreiben als auch die für Gruppen differierende Zeitabhängigkeit von Entscheidungsprozessen zu erklären. Offensichtlich benötigen wir in Zukunft solche Längsschnittdaten für unterschiedliche Geburtskohorten. Damit könnte man die Entwicklung der Bildungspräferenzen, die Auswirkung vorhergehender Selektionen im Bildungswesen auf zukünftige Bildungsentscheidungen und den tatsächlich vollzogenen Bildungsübergang analysieren (vgl. Becker 2000a, 2000b; Wolter/Lenz/Wagner 1996). Abzüglich fehlender Werte für zentrale, in den Modellschätzungen berücksichtigte Variablen beträgt die Fallzahl für 1996 1.214 Befragte (441 Abiturienten und 773 Abiturientinnen), für 1998 1.197 Befragte (814 Abiturientinnen und 383 Abiturienten) und für das Jahr 2000 1.168 (414 Abiturienten und 754 Abiturientinnen) in den allgemeinbildenden Gymnasien.

### 3.2 Beschreibung der abhängigen und unabhängigen Variablen

In den empirischen Analysen werden zwei abhängige Variablen untersucht. Die *erste* abhängige Variable ist die Absicht, im Anschluss an den Schulabschluss an einer Universität oder Fachhochschule zu studieren. Die *zweite* abhängige Variable ist die Absicht der *studierwilligen Abiturienten*, die Ingenieurwissenschaften zu studieren. Durch eine zusätzliche Faktorenanalyse abgesichert, wurden die Fächer Architektur und Bauwesen, Elektrotechnik, Maschinenbau und Verkehrswissenschaften als Kerndisziplinen in den Ingenieurwissenschaften definiert.

Die Studierneigung bzw. Absicht für ein Ingenieurstudium ist wie bereits im theoretischen Teil ausführlich dargestellt aus der Sicht der Gymnasiasten abhängig vom erwarteten Ertrag, von angenommenen Kosten und vom antizipierten Bildungserfolg. Anders ausgedrückt: sie ergibt sich aus der subjektiven, von Abiturienten vorgenommenen Abwägung von Vor- und Nachteilen eines Hochschul- bzw. Ingenieurstudiums, wobei die Vorteile mit der Wahrscheinlichkeit gewichtet werden, diese auch realisieren zu können. Die von diesen Variablen abhängige Verteilung der Studierneigung und Wahl der Ingenieurwissenschaften als Studienfach wird mit Hilfe der sogenannten *Probit-Regression* geschätzt (Aldrich/Nelson 1984). Die *unabhängigen Variablen* für die Komponenten „Bildungsnutzen U“ (berufliche Verwertbarkeit) bzw. „Bildungsrendite B“ (Statuserhalt), „Kosten C“, „Erfolgswahrscheinlichkeit p“, „Höhe des Statusverlusts SV“ und „Wahrscheinlichkeit des Statusverlusts c“ sind wiederum Ergebnisse multivariater Schätzungen mit Hilfe der Probit-Regression. Vor ihrer Transformation durch die Probit-Regression und dem sogenannten Heckman-Verfahren, das noch ausführlich dargestellt wird, werden sie als 0/1-kodierte Dummy-Variablen operationalisiert.

Aus humankapitaltheoretischer Sicht ist das erwartete (Lebens-)Einkommen eine zentrale erklärende Variable für Humankapitalinvestitionen. Operationalisiert wird diese über die Lebenszeit diskontierte *Bildungsrendite*  $B_{Ek}$  anhand der eingeschätzten Wichtigkeit von guten Verdienstmöglichkeiten für zu tätige Investitionen. Die Antwort „sehr wichtig“ oder „eher wichtig“ für die Kategorie „Gute Verdienstmöglichkeiten“ wurden mit „1“ kodiert und die anderen Antworten stellen die Referenzkategorie dar. Für die werterwartungstheoretische Variante wird eine andere Nutzenkomponente verwendet, um den *Bildungsnutzen*  $U$  abzubilden. Er bemisst sich daran, wie günstig die allgemeinen Berufsaussichten für Akademiker von den befragten Abiturienten beurteilt werden. Die Frage lautet: „Wie schätzen Sie die Berufsaussichten für Akademiker allgemein ein?“. Diese Variable wird für eine positive Einschätzung („sehr gut“ oder „eher gut“) mit „1“ kodiert, die weniger günstigen Einschätzungen stellen die mit „0“ kodierte Referenzkategorie dar.

Zentral für die Entscheidung zugunsten höherer Bildung ist bei beiden soziologischen Ansätzen das Motiv des intergenerationalen Statuserhalts. Von Erikson und Jonsson (1996) wird dieses

Motiv über die *Bildungsrendite B* und von Esser (1999) über die *Höhe des Statusverlusts SV* abgebildet. Das Stuserhaltungsmotiv schliesst das Bestreben ein, wenn schon keine Verbesserung der herkunftsmäßigen Klassenlage, des sozialen Prestiges oder des Einkommens möglich ist, eine Verschlechterung des von den Eltern bereits erreichten Sozialstatus zu vermeiden. Es wird mit der Einschätzung der allgemeinen Berufsaussichten für Absolventen beruflicher Ausbildungswege ohne Studium operationalisiert („Wie schätzen Sie ganz allgemein die Berufsaussichten für Absolventen beruflicher Ausbildungswege ohne Studium ein?“). Die Antworten von „mittelmäßig“ bis „sehr schlecht“ werden mit „1“ kodiert. Die günstige Einschätzung ist die mit „0“ kodierte Referenzkategorie.

Die *Wahrscheinlichkeit für einen Statusverlust c* bei suboptimalen Bildungsentscheidungen ergibt sich aus der ablehnenden Einschätzung, dass die Befragten selbst bei einer Berufsausbildung in Verbindung mit beruflicher Weiterbildung die gleichen beruflichen Chancen sehen wie mit einem Studienabschluß. Grundlage für die Operationalisierung ist die Frage: „Glauben Sie, dass Sie bei einer Berufsausbildung in Verbindung mit beruflicher Weiterbildung die gleichen beruflichen Chancen haben wie mit einem Studienabschluss?“ Die Antwort „Auf gar keinen Fall“ wird mit „1“ kodiert, die restlichen Angaben stellen die Referenzkategorie dar.

Der Term für die erwarteten *Kosten C* wird mangels alternativer Operationalisierungen mit der sozialen Distanz kontrolliert, die gemessen an der Bildung der Eltern für den Hochschulzugang zurückgelegt werden muß (vgl. Boudon 1974, 1980).<sup>4</sup> Je niedriger das Bildungsniveau der Eltern ist, desto mehr Bildungshürden müssen bis zum Hochschulzugang überwunden werden und desto größer sind für statusniedrige Sozialgruppen die sozialen Distanzen, die für relative Statusgewinne zurückgelegt werden müssen. Diese zu überwindenden Distanzen stellen deswegen Kosten dar, weil sie herkunftsbedingte Opportunitäts- und Transaktionskosten bedeuten. Deren Betrag steht wiederum im Verhältnis zu

---

<sup>4</sup> Leider liegen in allen drei Umfragen keine Informationen zur subjektiven Einschätzung erwarteter Kosten. Erst im Jahre 2000 wurden die Befragten gebeten, anzugeben, ob sie sie bereits mit Fragen und Problemen der Studienfinanzierung beschäftigt haben und aus welchen Quellen sie ihr Studium wahrscheinlich finanzieren werden. Entsprechende Analysen mit diesen Angaben ergaben Ergebnisse, die mit den hier vorgelegten Befunden weitgehend übereinstimmen. Um für alle Zeitpunkte vergleichbare Schätzergebnisse zu erzielen, wurde die behelfsmäßige Operationalisierung des Kostenaspektes über die Bildungsdistanz beibehalten.

den Ressourcen des Elternhauses, die für die Ausbildung ihrer Kinder mobilisiert werden können. Es ist empirisch belegt, dass die relativen Bildungskosten für untere Sozialschichten höher sind, weil der finanzielle Aufwand für die Ausbildung einen vergleichsweise größeren Anteil am verfügbaren Haushaltseinkommen einnimmt. Ebenso trifft es zu, dass neben den Arbeiterkindern auch Kinder von einfachen Angestellten und ihre Eltern eher dazu tendieren, die anfallenden Kosten für ein Hochschulstudium subjektiv zu überschätzen (vgl. Becker 2000c). Operationalisiert wird dieser Zusammenhang, ob die Eltern über eine niedrigere Bildung als die allgemeine Hochschulreife oder den Hochschulabschluss verfügen. Die Referenzgruppe bilden die Eltern mit Abitur oder Studienerfahrung. Unseres Erachtens ist die Interpretation der anhand des elterlichen Bildungsniveaus gemessenen sozialen Distanz aus folgenden Gründen sinnvoll. Zum einen ist sie ein integraler Bestandteil der herangezogenen Theorien der subjektiven Werterwartung und rationalen Bildungsentscheidung. Zum anderen gibt es einen hinreichend empirisch belegten Zusammenhang zwischen Bildung, Einkommen, Sozialprestige und Klassenlage. In Bezug auf Bildungsentscheidungen ist die Bildung der Eltern eines der besten Indikatoren für objektiv verfügbare Ressourcen und subjektiv eingeschätzte Kosten.

Schließlich hat die eingeschätzte *Erfolgswahrscheinlichkeit*  $p$  einen besonderen Einfluss auf die Studierneigung. So wurden die Befragten gebeten, ihren schulischen Leistungsstand zu beurteilen und anzugeben, ob sie gute oder sehr gute Schüler sind („Wenn Sie Ihren schulischen Leistungsstand einschätzen, wie würden Sie sich einordnen?“). Die Antworten von guter bis sehr guter Schüler wurde mit „1“ kodiert. Die Referenzkategorie umfasst die leistungsschwächeren Schüler und Schülerinnen.

Für die einzelnen Determinanten der subjektiven Werterwartung bzw. der Studierneigung konnten für alle Befragungszeitpunkte die gleichen Variablen herangezogen werden. Diese Vorgehensweise erlaubt es, die Modelle unmittelbar miteinander zu vergleichen und die Veränderungen in der Zeit statistisch abzusichern. Selbstverständlich wären weitere Messzeitpunkte wünschenswert, um sicher zu gehen, dass wir es bei der bis Ende der 90er Jahren rückläufigen, aber im Jahre 2000 wieder angestiegenen Studierneigung der sächsischen Abiturienten nicht ausschließlich mit Zufallsschwankungen zu tun haben (vgl. Blossfeld 1996).

Ansonsten wäre es verfrüht, obwohl alle Anzeichen für eine Trendwende sprechen, von einer langfristig stabilen Trendwende bei der Studierbereitschaft der sächsischen Abiturienten auszugehen (vgl. Wolter/Lenz/Winter 2000).

Die *soziale Herkunft* der Befragten wird anhand der beruflichen Stellung des Elternteils, der auch der Haushaltsvorstand ist, gemessen. Es werden zehn Kategorien unterschieden. Die Referenzkategorie bilden die un- und angelernten Arbeiter. Schließlich wird noch nach das *Geschlecht* der Befragten berücksichtigt. Die Referenzkategorie bilden die männlichen Abiturienten.

### 3.3 Analysedesign und statistisches Verfahren

Ausschließlich bei der empirischen Anwendung der werterwartungstheoretischen Modelle von Esser (1999) sowie Erikson und Jonsson (1996) wird die *Logik des zweistufigen Verfahrens von Heckman (1979)* genutzt, um den Einfluss von Klassenlage und Geschlecht auf die Studierneigung zu berücksichtigen. Die zuvor als Dummy-Variablen konstruierten Determinanten der Studierbereitschaft werden in Abhängigkeit von der Klassenlage und des Geschlechts der Gymnasiasten geschätzt und als inverse Mill's Ratios (IMR) herausgeschrieben. Auf diesem Wege werden die ursprünglich 0/1-kodierten Dummy-Variablen für die Entscheidungskomponenten in metrische Variablen transformiert. Diese neuen „Interaktionsvariablen“ beinhalten Vorhersagewerte darüber, dass ein Individuum aufgrund seiner Klassenlage und seines Geschlechts eine bestimmte Ausprägung in den Komponenten der Bildungsentscheidung hat. So dürften Abiturientinnen ihre Schulleistungen eher als gut bewerten als männliche Gymnasiasten. Diese Einschätzung ist realistisch, weil im Durchschnitt die Schülerinnen in der Tat bessere Schulleistungen als die Schüler aufweisen. Oder beispielsweise schätzt ein Arbeiterkind wegen seiner sozialen Herkunft die Bildungskosten für ein Studium höher ein als ein Kind von Beamten im gehobenen oder höheren Dienst. Schließlich ist auch anzunehmen, dass bei Abiturienten von minder gebildeten Eltern die Einschätzung des Bildungsnutzens stärker von Arbeitsmarktschwankungen beeinflusst als bei den Abiturienten von höher gebildeten Eltern. Neben der Bildungsferne ist auch die stärkere finanzielle Orientierung von sozialen Bildungsaufsteigern dafür verantwortlich. Dagegen spielen für



Kinder aus höheren Bildungsschichten intrinsische Motive eine größere Rolle. Damit wird also der Tatsache Rechnung getragen, dass auch der Übergang vom Gymnasium auf die Hochschule oder in die Berufsausbildung von der sozialen Herkunft und den Ressourcen des Elternhauses abhängt (Becker 2000c, 2000d). Würde man diese soziale Selektivität der Bildungsentscheidung nicht berücksichtigen, würde man systematisch verzerrte Schätzergebnisse erzielen, deren Interpretation irreführend wäre.

In der Regel wird das Verfahren von Heckman bei Einkommensanalysen herangezogen, um in Regressionsschätzungen Stichprobenverzerrungen auszugleichen, die dadurch zustande kommen, dass Personen systematisch keine Einkommensangaben machen oder keine Einkommen haben (vgl. Becker/Schömann 1996). In unserem Fall wird das Heckman-Verfahren angewendet, um klassen- und geschlechtsspezifische Selektivitäten für die einzelnen erklärenden Variablen zu kontrollieren. Aus theoretischer Sicht dient das IMR als metrische Instrumental-Variable, um den kausalen Einfluss der mit der Klassenlage und dem Geschlecht verbundenen Ressourcen, Konditionen und Beschränkungen auf subjektive Bewertungen, rationale Entscheidungen und objektive Lebenschancen der Abiturienten abzubilden, wenn die dabei wirksamen Mechanismen selbst nicht beobachtet werden können (vgl. Hedström/Swedberg 1996; Manski 1994). Aufgrund der Klassenlage und der Geschlechtszugehörigkeit ist von einer sozialen Selektivität der Definition der Situation, ihrer Evaluation und der daraus folgenden Entscheidung für oder gegen ein Hochschulstudium auszugehen. In dieser Hinsicht wird durch das schrittweise Vorgehen die Wahrscheinlichkeit für die Entscheidung zugunsten eines bestimmten nachschulischen Ausbildungs- und Berufsweges mit der sozialen Selektivität der Evaluations- und Entscheidungsdeterminanten „gewichtet“. Das IMR dient somit als eine Korrekturvariable, die notwendig ist, weil man sonst verzerrte Schätzergebnisse für die klassen- und geschlechtsspezifischen Evaluationen und Entscheidungen erhalten würde. In methodischer Hinsicht können damit größtenteils folgende Aspekte kontrolliert werden: die unbeobachteter Heterogenität, die mit dem Einfluss von Klassenlage auf rationales Handeln zusammenhängt (vgl. Heckman 1979), die sozial selektive, weil klassenspezifische Verteilung von Ressourcen des Elternhauses, elterlichen Bildungspräferenzen und Schulleistungen der Abiturienten (sprich primäre und sekundäre Herkunftseffekte) und das damit verbundene Kosten-Nutzen-Kalkül für die Studierbereitschaft (vgl. Becker 2000c) und schließlich die

kausale Inferenz im Evaluations- und Entscheidungsprozeß (vgl. Becker/Schömann 1996, 1999).

Darüber hinaus erlaubt diese Vorgehensweise eine effiziente wie sparsame Modellierung der komplexen Evaluations- und Entscheidungsprozesse im Familienkontext. Würde man die traditionelle statistische Verfahrensweise verwenden, in der die Klassenlage direkt als unabhängige Variable in Form von Dummy-Variablen berücksichtigt wird, müssten sehr viele Regressionskoeffizienten geschätzt werden. Unterscheidet man bei der beruflichen Stellung des Haushaltsvorstandes zehn Kategorien, dann umfasst die Kontrolle der sozialen Herkunft neun Dummy-Variablen (siehe *Tabelle A-1 und A-2 im Anhang*). Mit den drei Faktoren des Entscheidungsprozesses im Modell von Erikson und Jonsson (1996) sind dann zwölf Koeffizienten für die Haupteffekte zu schätzen. Würde man noch die jeweiligen Interaktionen zwischen sozialer Herkunft und den Entscheidungskomponenten berücksichtigen, dann wären theoretisch noch 27 Interaktionsterme und damit insgesamt 39 Koeffizienten zu schätzen. Für das Modell nach Esser (1999) müssten gar 49 Koeffizienten geschätzt werden. Alles in allem sind wir aber nicht am verbleibenden Netto-Effekt der sozialen Herkunft interessiert, sondern ausschließlich an unverzerrten Schätzungen des Evaluations- und Entscheidungsprozesses.

Danach gehen die neu gebildeten Variablen in der Logik der zweistufigen „Heckman-Prozedur“, als sogenannte erklärende Instrumentvariablen in die Schätzungen für die Studierneigung ein (Heckman 1997). Dieses Verfahren ist theoretisch fundiert und hat sich methodisch in vielen anderen Studien bewährt (Becker/Schömann 1999; Angrist et al. 1996; Winship/Mare 1992; Dubin/Rivers 1989). Auch in neueren bildungssoziologischen Studien hat dieses Vorgehen zu weiterführenden Einsichten in Mechanismen von klassenspezifischen Bildungsentscheidungen und Dauerhaftigkeit von herkunftsbedingter Bildungsungleichheit im Zuge der Bildungsexpansion geführt (Becker 2000a, 2000b).

## 4 Empirische Befunde

Die Darstellung der empirischen Befunde erfolgt in drei Schritten. Zunächst wird im ersten Schritt aus Sicht der Humankapitaltheorie die Mechanismen der Studierneigung untersucht. Dabei wird zum einen die Veränderung der Studierneigung in der Zeit und zum anderen der Neigung für ein Studium der Ingenieurwissenschaften besondere Aufmerksamkeit geschenkt. Im zweiten Schritt wird die Verteilung der Studierneigung sächsischer Abiturienten mit Hilfe der Werterwartungstheorie detailliert beschrieben und es wird untersucht, auf welchen Prozessen die Zunahme der Studierneigung unter den sächsischen Abiturienten beruht.

### 4.1 Studierneigung und Studienfachwahl aus Sicht der Humankapitaltheorie

Die in *Tabelle 1* dokumentierten Schätzergebnisse bestätigen die Humankapitaltheorie für alle drei beide Beobachtungszeitpunkte. Je eher die nachschulische Ausbildung mit finanziellen Interessen verbunden wird bzw. je höher die *Bildungsrendite*  $B_{Ek}$  sein soll, desto geringer ist die Studierneigung sächsischer Abiturienten. Vergleicht man die Koeffizienten für die Bildungsrendite miteinander, so haben sich offensichtlich die Unterschiede zwischen den Abiturienten, die hauptsächlich an der Einkommensmaximierung interessiert sind, und den Abiturienten, die eher andere Motive bei der Wahl des Bildungsweges im Anschluss an das Abitur verfolgen, in der Zeit verstärkt.<sup>5</sup> Jedoch zeigt ein entsprechender, in der letzten

---

<sup>5</sup> Betrachtet man die herkunftsbedingte Verteilung für die Einkommensmaximierung, so ist zunächst in *Tabelle A-1 im Anhang* festzustellen, dass die Unterschiede zwischen den Sozialschichten äußerst gering sind. Lediglich die Kinder von Eltern mit freien akademischen Berufen, die der oberen Dienstklasse angehören, und die der Versorgungsklasse zugehörigen Abiturienten haben eine signifikant geringere finanzielle Orientierung bei der Evaluation und Entscheidung des weiteren Bildungsweges. Wie erwartet, haben die Abiturientinnen eine deutlich geringere Karriereorientierung als ihre männlichen Mitschüler, was sicherlich mit der Sozialisation und beruflichen Segregation zusammenhängt (vgl. Huinink/Lauterbach/Becker 1994). Für das Jahr 1998 stellen wir diese geschlechtsspezifische Differenzierung nicht mehr fest (vgl. *Tabelle A-2 im Anhang*). Dagegen zeigen eher die Kinder von Facharbeiter, Meister und Poliere sowie von einfachen Angestellten eine signifikant höhere finanzielle Orientierung auf. Dass wir nicht von einer stabilen klassenspezifischen Verortung der extrinsischen Motivation ausgehen können, zeigt die Verteilung für das Jahr 2000 (vgl. *Tabelle A-3 im Anhang*). Dort sind wiederum die Frauen in einem geringeren Maße an guten Verdienstmöglichkeiten interessiert als die männlichen Abiturienten. Den gleichen Zusammenhang stellen wir für die Kinder von Beamten im gehobenen und höheren Dienst im Vergleich zum Nachwuchs un- oder angelernter Arbeiter fest. Vergleichen wir alle drei Zeitpunkte miteinander, so zeigt sich, dass diese extrinsische Motivation im Jahre 2000 sehr viel ausgeprägter ist als in den beiden vorhergehenden Zeitpunkten (vgl. *Tabelle A-4 im Anhang*). Vor allem die potentiellen Bildungsaufsteiger, die Kinder von einfachen Angestellten und Beamten im einfachen wie mittleren Dienst, sind besonders an guten Verdienstmöglichkeiten interessiert, während sich wiederum die bekannten Geschlechterunterschiede zeigen.

Tabellenspalte dokumentierter Test, dass sich die negativen Einflüsse der Einkommensorientierung auf die Studierneigung nicht signifikant erhöht haben. Die Differenzen zwischen 1996, 1998 und 2000 sind also zufällig.

*Tabelle 1:* Determinanten der Studierneigung von sächsischen Abiturienten 1996, 1998 und 2000 nach der Humankapitaltheorie (Probit-Regression; in runden Klammern: Standardfehler der unstandardisierten Koeffizienten; in eckigen Klammern: vollständig standardisierte Koeffizienten)

	1996	1998	2000	1996-1998-2000
Konstante	0.1895† (0.1082)	0.5026*** (0.1149)	0.8141*** (0.1279)	0.0992 (0.5218)
Bildungsrendite $B_{Ek}$	-0.3013*** (0.0944) [-0.2322]	-0.5224*** (0.0989) [-0.3999]	-0.6537*** (0.1127) [-0.4906]	-0.2167*** (0.0696) [-0.2163]
Kosten $C$	-0.5445*** (0.0745) [-0.5371]	-0.5417*** (0.0756) [-0.5360]	-0.5430*** (0.0817) [-0.5261]	-0.1518* (0.0789) [-0.1444]
Erfolgserwartung $p$	0.7534*** (0.0739) [0.7495]	0.7610*** (0.0751) [0.7593]	0.7548*** (0.0794) [0.7565]	0.6592*** (0.0684) [0.6559]
Geschlecht (Frauen)	-0.3793*** (0.0761) [-0.3659]	-0.4728*** (0.0803) [-0.4413]	-0.4514*** (0.0844) [-0.4364]	-0.5887*** (0.0678) [-0.5606]
<i>1998:</i>				
Bildungsrendite $B_{Ek}$				0.0174 (0.0967) [0.0118]
Kosten $C$				-0.3729*** (0.1058) [-0.2589]
Erfolgserwartung $p$				0.1182 (0.0936) [0.0915]
Geschlecht				0.1413 (0.0896) [0.1195]
<i>2000:</i>				
Bildungsrendite $B_{Ek}$				0.0419 (0.0978) [0.0366]
Kosten $C$				-0.3131** (0.1120) [-0.1963]
Erfolgserwartung $p$				0.2146* (0.1001) [0.1628]
Geschlecht				0.3578*** (0.0969) [0.2859]
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.115	0.138	0.135	0.108
Chi <sup>2</sup>	211.22	247.71	215.23	568.19
Freiheitsgrade	4	4	4	9
N	1214	1197	1168	3784

\*  $p \leq 0.05$ ; \*\*  $p \leq 0.01$ ; \*\*\*  $p \leq 0.001$ ; †  $p \leq 0.1$

Quellen: Wolter, Lenz und Wagner (1996, 1998); Wolter, Lenz und Winter (2000) eigene Berechnungen

Des Weiteren unterstützt der Einfluss der *Kosten C* auf die Studierneigung die humankapitaltheoretischen Überlegungen. Je größer die sozialen Bildungsdistanzen und die damit verbundenen Kosten für eine akademische Ausbildung sind, desto geringer ist die Studierneigung. Für die einzelnen Beobachtungszeitpunkte ist der Kostenaspekt relativ konstant geblieben. Untersucht man die Differenzen zwischen den Zeitpunkten genauer, dann hat der Einfluss von Kosten auf die Studierneigung signifikant abgenommen. Das bedeutet zum einen, dass in der jüngeren Gegenwart auch die Abiturienten aus bildungsferneren Elternhäusern in zunehmendem Maße ein Hochschulstudium anstreben. Zum anderen hat in Sachsen die herkunftsbedingte Bildungsungleichheit bei der Studierbereitschaft geringfügig abgenommen.

Dieser bildungspolitisch interessante Befund ist nicht zu vernachlässigen, auch wenn die Studierneigung zusätzlich noch von der *selbsteingeschätzten Leistungsfähigkeit p* abhängt, wonach die leistungsfähigeren Abiturienten eher ein Studium anstreben. Die antizipierte, an der schulischen Leistung bemessene Erfolgswahrscheinlichkeit hat betrachtet man die standardisierten Koeffizienten den stärksten Einfluß auf die Studierneigung. Dieser hat sich dann in der Zeit auch deutlich verstärkt. Zusätzliche Analysen ergaben, dass sich Abiturienten erst dann studieren wollen, wenn sie sich sicher sind, das Studium erfolgreich bewältigen zu können.

Ein weiterer interessanter Aspekt ist eine, wenn auch nur geringfügige Verschiebung in der *geschlechtsspezifischen Unterschiede* in der Studierneigung. Bei jedem Zeitpunkt sind die sächsischen Abiturientinnen weniger bereit als die männlichen Mitschüler, zu studieren. Eine weiterführende Überprüfung ergibt, dass die Unterschiede zwischen den Geschlechtern auch dann konstant bleiben, wenn die entsprechenden Interaktionsterme mit der Zeit kontrolliert werden. Jedoch ist festzustellen, dass die Abiturientinnen des Abschlussjahrganges 2000 eher ein Studium anstreben als die Abiturientinnen der vorhergehenden Jahrgänge. Das heißt, dass der von 1998 bis 2000 deutlich gestiegene Anteil der studierwilligen Abiturenten vor allem durch die Abiturientinnen getragen wurde. Ob die günstige wirtschaftliche Entwicklung im letzten Jahr gerade die Mädchen zum Studium ermutigt hat, kann an dieser Stelle nur vermutet werden. Indizien dafür liegen vor (vgl. Wolter/Lenz/Winter 2000). So schätzen die Abiturientinnen die Bedeutung guter Verdienstmöglichkeiten im Jahre 2000 deutlich höher ein

als in den beiden vorhergehenden Jahrgängen, und es sind vor allem Abiturientinnen aus bildungsferneren Sozialschichten, die von Jahr zu Jahr parallel zur positiven Arbeitsmarktentwicklung in Sachsen, im Anschluss an das Gymnasium das Studium anstreben. Um die Tragfähigkeit der These über den Zusammenhang von Arbeitsmarktentwicklung und Geschlechterdifferenzen beim Hochschulzugang zu überprüfen, sind trotz der vorgelegten Indizien weiterführende Untersuchungen notwendig.

*Tabelle 2:* Geschlechtsspezifische Determinanten der Neigung für ein ingenieurwissenschaftliches Studium von studierwilligen Abiturienten in Sachsen in den Jahren 1996, 1998 und 2000  
Humankapitaltheorie (Probit-Regression; in runden Klammern: Standardfehler der unstandardisierten Koeffizienten; in eckigen Klammern: vollständig standardisierte Koeffizienten)

	1996 nur Männer	1996 nur Frauen	1998 nur Männer	1998 nur Frauen	2000 nur Männer	2000 nur Frauen	1996-1998- 2000: Männer	1996-1998- 2000: Frauen
Konstante	-1.0305*** (0.2753)	-1.4494*** (0.2843)	-0.6745* (0.2653)	-1.7548*** (0.3317)	-0.2995 (0.2467)	-0.9776*** (0.2103)	-0.6546*** (0.1491)	-1.3004*** (0.1467)
Bildungsrendite $B_{Ek}$	0.7324** (0.2705) [0.6105]	0.2248 (0.2364) [0.3204]	0.5117* (0.2430) [0.4421]	0.8517** (0.3072) [1.2726]	0.5058* (0.2466) [0.3581]	-0.2930 (0.1854) [-0.3890]	0.4303* (0.1882)	0.1401 (0.1884)
Kosten $C$	-0.1429 (0.2080) [-0.1403]	-0.3320 (0.2188) [-0.5193]	-0.4060† (0.2257) [-0.3646]	-0.1812 (0.2120) [-0.2881]	0.2577 (0.2093) [0.2036]	0.1251 (0.1856) [0.1733]	-0.2304 (0.2003)	-0.3453† (0.2167)
Erfolgserwartung $p$	-0.2931 (0.1813) [-0.3182]	0.1021 (0.2288) [0.1456]	-0.2446 (0.1862) [-0.2151]	-0.2883 (0.2093) [-0.4313]	-0.5630*** (0.1706) [-0.5494]	-0.0086 (0.1915) [-0.0117]	-0.3796* (0.1713)	0.0224 (0.1854)
<i>Interaktionsterme 1998:</i>								
Bildungsrendite $B_{Ek}$							0.0666 (0.2054)	0.3798† (0.2378)
Kosten $C$							-0.1783 (0.2977)	0.0870 (0.2967)
Erfolgserwartung $p$							0.1273 (0.2297)	-0.4579† (0.2437)
<i>2000:</i>								
Bildungsrendite $B_{Ek}$							0.3696 (0.2042)	-0.2851 (0.2354)
Kosten $C$							0.5276† (0.2871)	0.5579* (0.2811)
Erfolgserwartung $p$							-0.0995 (0.2324)	0.1610 (0.2248)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.037	0.014	0.035	0.057	0.051	0.010	0.054	0.022
Chi <sup>2</sup>	10.806	3.230	9.766	12.570	17.096	2.759	50.237	15.694
Freiheitsgrade	3	3	3	3	3	3	9	9
N	247	330	225	345	243	361	715	1036

\*  $p \leq 0.05$ ; \*\*  $p \leq 0.01$ ; \*\*\*  $p \leq 0.001$ ; †  $p \leq 0.1$

Quellen: Wolter, Lenz und Wagner (1996, 1998); Wolter, Lenz und Winter (2000) eigene Berechnungen

Nun betrachten wir aus humankapitaltheoretischer Sicht die Determinanten für die Wahl des Studienfachs „Ingenieurwissenschaft“ (vgl. *Tabelle 2*). Hierbei werden nur diejenigen Personen berücksichtigt, die auch eindeutig und bestimmt studieren wollen.<sup>6</sup> Aufgrund der deutlich unterschiedlichen Motivstrukturen bei der Studienfachwahl werden die multivariaten Schätzungen getrennt für Männer und Frauen vorgenommen. Bei den männlichen Abiturienten hat die *subjektiv erwartete Bildungsrendite* einen vergleichsweise starken Einfluss auf die Wahl eines Ingenieurstudiums. Betrachtet man die standardisierten Koeffizienten für die einzelnen Jahre und vergleicht man die unstandardisierten Koeffizienten miteinander, so scheint sich bei diesen Abiturienten der Einfluss der Bildungsrendite auf die Studienfachwahl von Jahrgang zu Jahrgang abzuschwächen. Ein zusätzlicher Test zeigt jedoch, dass die Unterschiede zwischen den Abschlussjahrgängen nicht signifikant sind. Mit Ausnahme für das Jahr 1998 hat bei den studierwilligen Abiturientinnen die *Aussicht auf gute Verdienstmöglichkeit* keinen signifikanten Einfluss darauf, sich für Studienfächer in den Ingenieurwissenschaften zu entscheiden. Betrachtet man noch die Interaktionen mit den Zeitpunkten, dann sind die Unterschiede wie bei den männlichen Abiturienten zufällig. Allenfalls auf dem 10-Prozent-Niveau abgesichert, hatte für den mittleren Jahrgang 1998 die am Einkommen festgemachte Motivation einen größeren Ausschlag für die Studienfachwahl gehabt als für den Jahrgang 1996. Somit bestätigt sich lediglich für die männlichen studierwilligen Abiturienten die Hypothese, dass sich eher die an optimalen Verdienstmöglichkeiten interessierte Abiturienten für das Ingenieurstudium entscheiden, während sich die Abiturientinnen – sei es wegen einer sozialen Orientierung oder sei es wegen dem inhaltlichen Interesse am Studienfach – eher für andere Studienfächer entscheiden.

Die anhand der Bildungsdistanz gemessenen *Kosten C* beeinflussen die Studienfachwahl zugunsten der Ingenieurwissenschaften kaum. Lediglich für das Jahr 1998 ist für die männlichen Studierwilligen festzustellen, dass sich bildungsfernere, aus einem nicht-akademischen

---

<sup>6</sup> Im Jahre 1996 strebten von allen Studierwilligen in Sachsen rund 17 Prozent das Ingenieurstudium an. Dieser Prozentsatz erhöhte sich auf 18 Prozent im Jahre 1998 und auf 25 Prozent im Jahre 2000. Während im Jahre 1996 fast 27 Prozent der studierbereiten Abiturienten das Ingenieurstudium wählten, so taten dies gerade 9,6 Prozent der Abiturientinnen. Bis zum Jahre 1998 nahm bei den Mädchen der Prozentsatz um 0,3 Prozentpunkte zu, während fast ein Drittel der männlichen Mitschüler diese Studienfachrichtung einschlagen wollten. Im Vergleich zum Jahre 1996 stieg der Anteil der Abiturientinnen, die die Ingenieurwissenschaften studieren wollen, bis zum Jahre 2000 um 3 Prozentpunkte von 9,6 auf 12,5 Prozent. Dagegen liegt der Prozentsatz bei den männlichen Mitschülern bei 43,6 Prozent.

Elternhaus stammende Abiturienten eher gegen ein Ingenieurstudium entscheiden. Dieser Befund überrascht nicht, weil in diesem Jahr vor allem die Abiturienten aus unteren Sozialschichten eine deutlich niedrige Studierneigung aufwiesen. Aufgrund der ungünstigen Arbeitsmarktentwicklung in Sachsen wurden Abiturienten aus nicht-akademischen Elternhäusern vom Studium abgeschreckt und entschieden sich eher für eine vermeintlich sichere berufliche Ausbildung (siehe Becker 2000c).<sup>7</sup> In der darauffolgenden Zeit hat sich die Sachlage wiederum geändert. Betrachtet man die positiven Interaktionsterme von Kosten und Jahr 2000 in den beiden letzten Spalten, so wird deutlich, dass sich der Einfluss der sozialen Bildungsdistanzen deutlich abgeschwächt hat. Vermutlich wegen der sich bessernden wirtschaftlichen Rahmenbedingungen streben Abiturienten, Frauen eher als Männer, aus bildungsferneren Elternhäusern das Ingenieurstudium an. Gerade die Bildungsaufsteiger, die eher technik- und praxisbezogen orientiert sind, weniger soziale Beweggründe bei der Studienfachwahl aufweisen und sich zuvor wegen ungünstiger Wirtschafts- und Arbeitsmarktlage vom Studium abschrecken ließen, entscheiden sich wieder für das Studium und vor allem für die Ingenieurwissenschaften. Insgesamt wird unsere Hypothese empirisch belegt, dass eine, bereits zwischen 1996 und 1998 einsetzende Verschiebung in der Kosten-Nutzen-Relation dazu geführt hat, dass sich studierwillige Abiturienten wieder verstärkt für das Ingenieurstudium entscheiden.

Dennoch sind die Abiturientinnen weiterhin bei den Ingenieurwissenschaften unterrepräsentiert, auch wenn der Zuwachs bei den Ingenieurwissenschaften zwischen 1998 und 2000 unter anderem von den Abiturientinnen getragen wurde. Erstaunlich ist schließlich noch der Befund, dass sich bei den männlichen Abiturienten zwar der Anteil, die sich für das Ingenieurstudium entschieden haben, von Jahrgang zu Jahrgang erhöht hat. Aber dieser beschränkt sich zunehmend auf den Teil, der gute schulische Leistung vorweisen kann. Was die *Erfolgswahrscheinlichkeit*

---

<sup>7</sup> Sie wurden deswegen davon abgeschreckt, weil sie bei einer ungünstigen Arbeitsmarktentwicklung die Beschäftigungschancen von Akademikern oder Ingenieuren negativer einschätzen als Abiturienten aus höheren Sozialgruppen. Subjektiv antizipierte Beschäftigungsprobleme bis hin zur Arbeitslosigkeit resultieren in der überspitzten Überschätzung von Kosten bei einer gleichzeitig Unterbewertung höherer Bildung. Diese Prozesse sind vor allem bei der unteren Mittelschicht zu beobachten. Was die Bildungschancen anbelangt, gehen ungünstige Arbeitsmarktentwicklungen offensichtlich zu Lasten dieser Bildungsaufsteiger. Es gibt empirische Hinweise dafür, dass sie beim Zugang zum Lehrstellenmarkt von den Angehörigen der höheren Mittelschicht verdrängt werden (vgl. *Tabelle A-4 im Anhang* und Becker 2000c). Bei höheren Sozialschichten werden die entsprechenden Bildungsaspirationen weiterhin aufrechterhalten, weil sie ohnehin auf die höhere Bildung angewiesen sind, um den bereits erreichten Status zu erhalten.



$p$  anbelangt, hat sich bei der Entscheidung für die Ingenieurwissenschaften die Selbstselektion leistungsfähiger Abiturienten deutlich verstärkt. Ob sich damit in Zukunft die Produktivität der Absolventen eines Ingenieurstudiums verbessert, kann an dieser Stelle nicht beurteilt werden.

#### 4.2 Mechanismen der Studierneigung aus werterwartungstheoretischer Perspektive

In *Tabelle 3* sind die Mechanismen der Studierneigung sächsischer Abiturienten aus handlungs- und werterwartungstheoretischer Sicht dokumentiert.<sup>8</sup> Wie erwartet, nimmt entsprechend dem Modell von Esser (1999) der *Bildungsnutzen  $U$*  die Einschätzung der allgemeinen Berufsaussichten für Akademiker von 1996 zu 1998 zunächst ab und steigt dann wieder bis zum Jahre 2000 wieder an (vgl. *Modell 2 in Tabelle 3*).<sup>9</sup> Dies war deswegen erwartet worden, weil bis 1998/99 die Wirtschafts- und Arbeitsmarktentwicklung in Sachsen vergleichsweise ungünstig verlief, danach aber sich rasch, gemessen an den Arbeitslosenzahlen, erholte. Betrachten wir jedoch die entsprechenden Interaktionsterme in der letzten Spalte von *Tabelle 3*, dann wird deutlich, dass sich diese Einschätzung nur von 1996 auf 1998 signifikant verschlechterte, aber sich bis zum Jahre 2000 nicht signifikant verbesserte (vgl. Becker 2000c).

Vergleichbare Entwicklungen sind für die erwarteten *Bildungsrenditen  $B$*  nach dem Modell von Erikson und Jonsson (1996) bzw. für das *Statuserhaltungsmotiv  $SV$*  nach dem Modell von

---

<sup>8</sup> Betrachten wir die klassenspezifischen Unterschiede in der Studierneigung, so bestätigen sich für die drei Beobachtungszeitpunkte die bekannten Befunde. Die Abiturienten aus mittleren und höheren Sozialschichten (höhere und leitende Angestellte, Beamte im gehobenen und höheren Dienst, freie akademische Berufe, Selbständige und Zugehörige der Versorgungsklasse) hatten im Jahre 1996 und 1998 eine niedrigere Studierneigung und auch sind die Abiturientinnen weniger geneigt als die männlichen Studienberechtigten, zu studieren (vgl. *Tabelle A-1 und Tabelle A-2 im Anhang*). Bis zum Jahre 2000 haben sich die Klassendifferenzen abgeschwächt (vgl. *Tabelle A-3 im Anhang*), aber im Saldo sind die Klassendifferenzen signifikant stabil geblieben (vgl. *Tabelle A-4 im Anhang*). Auch die Geschlechterunterschiede sind bislang konstant geblieben.

<sup>9</sup> Die für das Jahr 1996 sehr deutlichen Klassenunterschiede, wonach vor allem in der mittleren und höheren Mittelschicht der Bildungsnutzen höher als von anderen Sozialschichten eingeschätzt wurde, hat sich über die Zeit hinweg deutlich abgeschwächt (vgl. *Tabellen A-1, A-2 und A-3 im Anhang*). Vor allem vom Jahre 1998 zum Jahre 2000 hat es einen positiven Sprung im eingeschätzten Bildungsnutzen gegeben. Überraschend ist jedoch, dass die Abiturientinnen die Berufsaussichten von Akademikern weiterhin schlechter einschätzen als die männlichen Mitschüler (vgl. Becker 2000c).

Esser (1999) festzustellen.<sup>10</sup> Betrachtet man die unstandardisierten Koeffizienten, so ist ein Anstieg bis zum Jahre 1998 und danach bis zum Jahre 2000 wieder ein Abstieg des Einflusses der negativen Einschätzung der allgemeinen Berufsaussichten für Absolventen beruflicher Ausbildungswege ohne Studium zu konstatieren.

---

<sup>10</sup> Betrachtet man die Klassendifferenzen für das Stuserhaltungsmotiv, so sind sie in Sachsen deutlich geringer als theoretisch erwartet (siehe *Tabelle A-1 und A-2*). Für das Jahr 1996 halten vor allem Abiturienten aus Akademikerfamilien eher einen Statusverlust für wahrscheinlich, wenn sie nicht studieren, während sich die anderen sozialen Klassen in ihrer Einschätzung nicht von den un- und angelernten Arbeitern unterscheiden. Dieser Effekt für die Akademikerkinder ist für das Jahr 1998 nicht mehr festzustellen, aber beim Absolventenjahrgang 2000 unterscheiden sich erwartungsgemäß die Kinder von Beamten im gehobenen und höheren Dienst signifikant von den Kindern von un- und angelernten Arbeitern (vgl. *Tabelle A-3*). Für alle Zeitpunkte zusammen bestätigen sich jedoch die theoretisch angenommenen Klassendifferenzen. So sind vor allem Angehörige von oberen Mittelschicht und Oberschicht daran interessiert, den erreichten Status zu erhalten (vgl. *Tabelle A-4*). Während sich dieses Motiv von Jahr zu Jahr stärker wurde, so sind Abiturientinnen generell in einem geringeren Maße als die männlichen Studienberechtigten der Ansicht, dass die Berufsaussichten für Absolventen beruflicher Ausbildungswege ohne Studium schlechter als für Akademiker sind.

Tabelle 3: Determinanten der Studierneigung von sächsischen Abiturienten 1996; 1998 und 2000 (Probit-Regression; in runden Klammern: Standardfehler der unstandardisierten Koeffizienten; in eckigen Klammern: vollständig standardisierte Koeffizienten)<sup>1</sup>

	Modell 1 1996	Modell 2 1996	Modell 1 1998	Modell 2 1998	Modell 1 2000	Modell 2 2000	Modell 1 1996-1998- 2000	Modell 2 1996-1998- 2000
Konstante	-0.1070** (0.0376)	-0.1056** (0.0389)	-0.0920** (0.0386)	-0.0847* (0.0400)	0.2055*** (0.0400)	0.2249*** (0.4117)	0.0038 (0.0225)	0.0203 (0.0235)
Bildungsnutzen <i>U</i>		0.2957*** (0.0502) [0.4597]		0.1735*** (0.0505) [0.2740]		0.2037*** (0.0524) [0.3266]		0.3044*** (0.0503)
Bildungsrendite <i>B</i> bzw. Höhe des Statusverlusts <i>SV</i>	0.3335*** (0.0492) [0.5141]	0.2341*** (0.0514) [0.3608]	0.5180*** (0.0557) [0.7574]	0.4656*** (0.0577) [0.6808]	0.4513*** (0.0552) [0.6699]	0.3681*** (0.0572) [0.7267]	0.3448*** (0.0476)	0.2425*** (0.0499)
Erwartung des Statusverlusts <i>c</i>		0.4431*** (0.0531) [0.6618]		0.4980*** (0.0541) [0.7504]		0.3690*** (0.0547) [0.5846]		0.4703*** (0.0537)
Erfolgserwartung <i>p</i>	0.4381*** (0.0479) [0.6910]	0.4309*** (0.0497) [0.6795]	0.4549*** (0.0490) [0.7198]	0.4384*** (0.0507) [0.6936]	0.4072*** (0.0506) [0.6440]	0.3383*** (0.0525) [0.5400]	0.4482*** (0.0475)	0.4384*** (0.0494)
Kosten <i>C</i>	-0.2623*** (0.0512) [-0.3868]	-0.2555*** (0.0528) [-0.3767]	-0.2675*** (0.0534) [-0.3930]	-0.2479*** (0.0553) [-0.3643]	-0.2498*** (0.0555) [-0.3643]	-0.2283*** (0.0567) [-0.3330]	0.0800 (0.0492)	0.0628 (0.0500)
<i>Interaktionsterme</i>								
Bildungsnutzen <i>U</i> * 1998								-0.1288† (0.0713)
Bildungsnutzen <i>U</i> * 2000								-0.0849 (0.0723)
Bildungsrendite <i>B</i> * 1998							0.1631* (0.0733)	
Bildungsrendite <i>B</i> * 2000							0.1356† (0.0741)	
Höhe des Statusverlusts <i>SV</i> * 1998								0.2160** (0.0764)
Höhe des Statusverlusts <i>SV</i> * 2000								0.1426† (0.0769)
Kosten <i>C</i> * 1998							-0.3951*** (0.0716)	-0.3679*** (0.0742)
Kosten <i>C</i> * 2000							-0.3882*** (0.0740)	-0.3557*** (0.0760)
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.099	0.167	0.136	0.199	0.112	0.157	0.116	0.178
Chi <sup>2</sup>	166.860	280.669	224.667	330.671	167.38	234.34	563.05	868.27
Freiheitsgrade	3	5	3	5	5	5	9	15
N	1214	1214	1197	1197	1094	1094	3501	3501

<sup>1</sup> Berücksichtigt werden nur die signifikanten Interaktionsterme.

Modell 1: Erikson/Jonsson (1996) und Modell 2: Esser (1999)

\*  $p \leq 0.05$ ; \*\*  $p \leq 0.01$ ; \*\*\*  $p \leq 0.001$ ; †  $p \leq 0.1$

Quellen: Wolter, Lenz und Wagner (1996, 1998); Wolter, Lenz und Winter (2000) eigene Berechnungen

Zieht man den standardisierten Koeffizienten heran, so ist der Einfluss dieser erwarteten Bildungsrendite von Jahrgang zu Jahrgang bedeutsamer geworden. Der Zuwachs von 1996 bis 1998 war stärker als der Zuwachs zwischen den beiden letzten Jahrgängen (vgl. Becker 2000c).

Parallel zur zeitlichen Entwicklung der Studierneigung hat sich der Einfluss der subjektiv erwarteten Wahrscheinlichkeit eines Statusverlustes bei einem Verzicht auf ein Studium von 1996 bis 1998 verstärkt und in der darauffolgenden Zeit wieder abgeschwächt. Wie in der vorhergehenden Studie keine signifikanten Unterschiede zwischen 1996 und 1998 festzustellen war, so liegt auch kein Unterschied zwischen 1996 und 2000 vor (vgl. *Tabelle 3*). Detaillierte Analysen haben jedoch ergeben, dass sich zwischen 1998 und 2000 der Einfluss dieser eingeschätzten Abstiegs Wahrscheinlichkeit signifikant abgeschwächt hat. Offensichtlich bestätigt es sich wiederum, dass Abiturienten und ihre Eltern die Arbeitsmarktentwicklung recht genau beobachten und ihre Evaluationen und Entscheidungen über den weiteren Bildungsweg darauf abstimmen (vgl. Becker 2000c; Wolter/Lenz/Wagner 1998).

Abschließend betrachten wir den Einfluss *erwarteter Kosten C* auf die Studierneigung. Wie erwartet ist die Studierneigung umso geringer ist, je höher die Kosten eingeschätzt werden. Je größer die soziale Bildungsdistanz ist, d.h. je mehr Bildungshürden im Vergleich zum Bildungsniveau der Eltern überwunden werden müssen, und je höher die damit verbundenen Opportunitäts- und Transaktionskosten sein werden, desto weniger sind Abiturienten bereit, zu studieren. Die Annahme, dass ein Grossteil der subjektiven Evaluation erwarteter Kosten für eine fortgesetzte höhere Bildung größtenteils auf die sozio-ökonomische Lage des Elternhauses zurückgeführt werden kann, bestätigt sich für alle Jahrgänge (vgl. die *Tabellen im Anhang*). Während sich diese Kosteneinschätzung zwischen 1996 und 1998 verstärkt hat, so hat sie sich zwischen 1998 und 2000 relativ abgeschwächt (vgl. *Tabelle 3* und *Tabelle A-4 im Anhang*). Je höher der soziale Status und je besser die damit verbundene Ressourcenausstattung des Elternhauses ist, desto geringer ist der Kostendruck für die Abiturienten. Die soziale Benachteiligung bei erwarteten Kosten für ein Studium schlägt sich vermittelt über die sozial selektive Studierneigung auf die soziale Ungleichheit beim tatsächlichen Hochschulzugang nieder. Des Weiteren lässt sich auch über den Kostenfaktor die geringere Studierneigung von

Abiturientinnen erklären. Im Unterschied zu den männlichen Abiturienten liegt für sie ein größerer Kostendruck vor (vgl. Becker 2000c).

Allerdings sollte der Einfluss des Kostenfaktors nicht überschätzt werden. Zieht man die standardisierten Koeffizienten heran, dann ist der Effekt erwarteter Kosten auf die Studierneigung geringer als die Wirkung von Statuserhaltungsmotiv, erwarteter Wahrscheinlichkeit für einen Statusverlust bei suboptimalen Bildungsentscheidungen und antizipierten Leistungsfähigkeiten. Für das Jahr 2000 ist bei Kontrolle der sozialen Herkunft und des Geschlechts der negative Einfluss des Kostenfaktors auf die Studierneigung so groß wie der positive Einfluss der eingeschätzten beruflichen Verwertbarkeit eines Studiums. Für die zwischen 1998 und 2000 gestiegene Studierneigung hat sich unsere eingangs formulierte Hypothese bestätigt, dass eine Verschiebung in der Kosten-Nutzen-Relation für oder gegen ein Hochschulstudium zum Zuwachs in der Studierbereitschaft geführt hat. Im Vergleich zur Wahl des Ingenieurstudiums hat die Wirksamkeit der Mechanismen der Studierbereitschaft zeitlich verzögert eingesetzt. Sollte sich diese Entwicklung der Studierbereitschaft im Allgemeinen und der Bereitschaft für ein Ingenieurstudium im Besonderen fortsetzen, dann kann sicherlich von einer Trendwende gesprochen werden (vgl. Wolter/Lenz/Winter 2000). Ob sich daraus ein langfristiger Trend ergibt, dürfte vor allem sowohl von einer positiven wirtschaftlichen Entwicklung wie günstigen Arbeitsmarktsituation als auch von einer entsprechenden subjektiven Wahrnehmung und Bewertung seitens der Abiturienten abhängen. Die Voraussetzungen dafür scheinen in Sachsen vergleichsweise günstig zu sein.

## 5 Zusammenfassung und Schlußfolgerung

Ziel der vorliegenden Untersuchung war erstens, anknüpfend an eine vorhergehende empirische Studie über die Studierneigung von Abiturienten, zur Erklärung der zwischen 1996 und 1998 rückläufigen und zwischen 1998 und 2000 wieder angestiegenen Studierbereitschaft sächsischer Abiturienten beizutragen (vgl. Becker 2000c). Im Vordergrund standen dabei die empirische Untersuchung der Mechanismen, die maßgeblich die Studierneigung von Abiturienten in allgemeinbildenden Gymnasien bestimmen. Zweitens sollte stellvertretend für Ostdeutschland untersucht werden, warum überhaupt und warum immer mehr studierwillige

Abiturienten die Ingenieurwissenschaften als Studienfach wählen. Auch hierbei standen die entscheidenden Mechanismen der Studienfachwahl im Vordergrund des Interesses. In theoretischer Hinsicht wurde allgemein davon ausgegangen, dass die Studierneigung, die Studienfachwahl und der tatsächliche, aber hier nicht weiter berücksichtigte Hochschulzugang auf individuellen, vom Geschlecht und der sozialen Herkunft abhängigen Evaluations- und Entscheidungsprozessen beruht. Ausgehend von der Humankapitaltheorie von Gary S. Becker (1975, 1993) wurde angenommen, dass die Bereitschaft, in ein Hochschulstudium zu investieren, von der erwarteten Bildungsrendite und den anfallenden Ausbildungs- und Opportunitätskosten abhängt. Des Weiteren war vermutet worden, dass vor allem an guten Verdienstmöglichkeiten interessierte studierwillige Abiturienten, die Männer sind, aus bildungsferneren Sozialschichten stammen und ihre Leistungsfähigkeit positiv beurteilen, ein Ingenieurstudium anstreben. Parallel zur wirtschaftlichen Entwicklung und zu den Veränderungen der Arbeitsmarktsituation schwankt dann das Interesse an einem Studium der Ingenieurwissenschaften. Anhand elaborierter handlungs- und werterwartungstheoretischer Erklärungsmodelle, die sowohl von Erikson und Jonsson (1996) als auch von Esser (1999) vorgeschlagen worden waren, war die Ausprägung der Studierneigung auf die subjektive Beurteilung des Nutzens höherer Bildung für den Arbeitsmarkt und für den intergenerationalen Stuserhalt, die eingeschätzte Wahrscheinlichkeit für einen Bildungserfolg und auf zu erwartende Kosten für die Fortsetzung einer längeren Ausbildung zurückgeführt worden.

Ausgehend von diesen Erklärungsansätzen wurde die These aufgestellt, dass zwischen 1996 und 1998 die Studierneigung im Aggregat deswegen gesunken ist, weil ungeachtet des zu erwartenden Bildungserfolgs der individuelle, auf die berufliche Verwertung bezogene Nutzen höherer Bildung immer geringer eingeschätzt wurde, während die wegen des Studiums anfallenden Kosten als kontinuierlich hoch beurteilt wurden.<sup>11</sup> Die Studierneigung ist zwischen 1998 und 2000 deswegen wieder gestiegen, weil es eine Verschiebung in der Kosten-Nutzen-Relation zugunsten des Hochschulstudiums gegeben hat. Abschließend wurde die These

---

<sup>11</sup> Insbesondere Abiturienten aus statusniedrigen Elternhäusern ziehen eine Berufsausbildung dem Hochschulstudium vor, weil sie zusätzlich wegen ihrer sozialen Herkunft die Bildungskosten überschätzen und den Bildungsnutzen unterschätzen, wenn die Arbeitsmarktlage und die daran geknüpften Berufschancen für Akademiker als unsicher angesehen werden. Diese Verunsicherung wird dann noch verstärkt, wenn die Eltern in unmittelbarer Zukunft die eigene Arbeitslosigkeit befürchten müssen oder bereits davon getroffen sind (vgl. Becker/Nietfeld 1999).

vertreten, dass sich immer mehr studierwillige Abiturienten für ein Ingenieurstudium interessieren, weil die Verdienstmöglichkeiten immer günstiger eingeschätzt wurden und deswegen auch die traditionelle Klientel der technik- und praxisorientierte Abiturienten aus bildungsfernen Sozialschichten eher wieder das Ingenieurstudium avisieren als auf ein Hochschulstudium verzichten.

Die empirischen Analysen basieren auf Daten über die Studien- und Berufsabsichten sächsischer Abiturienten in den unterschiedlichen Abschlussjahrgängen 1996, 1998 und 2000. Diese Daten wurden jeweils Anfang 1996, 1998 und 2000 in den sächsischen Oberschulamtsbezirken erhoben. Mit Hilfe regressionsanalytischer Verfahren wurde unter besonderer Berücksichtigung der sozialen Herkunft und des Geschlechts von Abiturienten der Einfluss unterschiedlicher Kosten-Nutzen-Determinanten auf die Studierneigung und der Studienfachwahl in diesen Absolventenjahrgängen untersucht. Dabei wurde für die Kontrolle der sozialen Selektivität der Studierneigung ein zweistufiges Analysedesign verwendet, das sich bereits in anderen Studien bewährt hat.

Wie bereits in der vorhergehenden Studie können die Humankapitaltheorie von Becker (1975) und die werterwartungstheoretischen Modelle von Erikson/Jonsson (1996) und Esser (1999) weiterhin die Mechanismen der Entscheidung für ein Studium oder eine Berufsausbildung hinreichend gut abbilden. Veränderungen in den wirtschaftlichen Rahmenbedingungen ergeben über Veränderungen der herkunfts- und geschlechtsspezifische Beurteilungen der einzelnen Determinanten des Evaluations- und Entscheidungsprozesses im Aggregat entsprechende Schwankungen im Anteil studierwilliger Abiturienten und der potentiellen Ingenieurstudenten. Gleichzeitig resultieren exogen verursachte herkunfts- und geschlechtsspezifische Verschiebungen in der Kosten-Nutzen-Abwägung für oder gegen ein Studium oder ein bestimmtes Studienfach in mehr oder weniger bedeutsamen Veränderungen der Bildungsbenachteiligung von Frauen beim Hochschulzugang. Ungünstige Wirtschafts- und Arbeitsmarktbedingungen verschärfen die herkunfts- und geschlechtsspezifische Bildungsungleichheit von Studierneigung und Hochschulzugang. Dagegen tragen günstige wirtschaftliche Entwicklungen zur Entlastung des Lehrstellenmarktes und Entschärfung von Verdrängungsprozessen beim Übergang von der schulischen zur beruflichen Ausbildung bei.

Für die erfolgreiche Transformation ist Ostdeutschland auf ein stetiges wie großes Angebot an hochqualifizierten akademischen Arbeitskräften wie z.B. Ingenieure angewiesen. Solange die wirtschaftliche Entwicklung hinter der Westdeutschland bleibt, müssen zusätzliche selektive Anreize geboten werden, um mehr Abiturienten für ein (Ingenieur-)Studium zu interessieren. Ansonsten begrenzt sich der Großteil der Studienanfänger wieder ausschließlich auf den Kern der ohnehin herkunftsmäßig Privilegierten mit einer hohen Bildungsmotivation wie dies bereits im Jahre 1998 der Fall war (vgl. Becker 2000c).



## Literaturverzeichnis

- Aldrich, John H./ Nelson, Forrest D. (1984): *Linear Probability, Logit, and Probit Models*. Newbury Park: Sage.
- Angrist, Joshua D./ Imbens, Guido W./ Rubin, Donald B. (1996): Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables. *Journal of the American Statistical Association*, Jg. 91: 444-455.
- Becker, Gary S. (1975): *Human Capital*. New York: Columbia University Press.
- Becker, Gary S. (1993): *Human Capital*. New York: Columbia University Press (Dritte Auflage).
- Becker, Rolf (1998): Dynamik rationaler Bildungsentscheidungen im Familien- und Haushaltskontext. Eine empirische Untersuchung zum Bildungserfolg von ostdeutschen Jugendlichen in Armut. *Zeitschrift für Familienforschung*, Jg. 10: 5-28.
- Becker, Rolf (1999): Kinder ohne Zukunft? Kinder in Armut und Bildungsungleichheit in Ostdeutschland seit 1990. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, Jg. 2: 251-271.
- Becker, Rolf (2000a): Bildungsexpansion und Bildungsbeteiligung. Oder: warum immer mehr Schulpflichtige das Gymnasium besuchen. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, Jg. 3: 1-33.
- Becker, Rolf (2000b): Klassenlage und Bildungsentscheidungen. Eine empirische Anwendung der Wert-Erwartungstheorie. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 52: 450-474.
- Becker, Rolf (2000c): Determinanten der Studierbereitschaft in Ostdeutschland. Eine empirische Anwendung der Humankapital- und Werterwartungstheorie am Beispiel sächsischer Abiturienten in den Jahren 1996 und 1998. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarktforschung*, Jg. 33: 261-276.
- Becker, Rolf (2000d): Soziale Ungleichheit beim Hochschulzugang. Technische Universität Dresden, unveröffentlichtes Manuskript.
- Becker, Rolf/ Schömann, Klaus (1996): Berufliche Weiterbildung und Einkommensdynamik. Eine Längsschnittstudie mit besonderer Berücksichtigung von Selektionsprozessen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 48: 426-461.
- Becker, Rolf und Klaus Schömann (1999): Berufliche Weiterbildung und Einkommenschancen im Lebensverlauf empirische Befunde für Frauen und Männer in West- und Ostdeutschland. In: Doris Beer, Bernd Frick, Renate Neubäumer und Werner Sesselmeier (Hrsg.), *Ökonomische Konsequenzen beruflicher Aus- und Weiterbildung*. München/Meering: Hampp, S. 93-121.
- Becker, Rolf und Markus Nietfeld (1999): Arbeitslosigkeit und Bildungschancen von Kindern im Transformationsprozeß. Eine empirische Studie über die Auswirkungen sozio-ökonomischer Deprivation auf intergenerationale Bildungsvererbung. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, Jg. 51: 55-79.
- Blossfeld, Hans-Peter (1996): Macro-sociology, Rational Choice Theory, and Time. A Theoretical Perspective on the Empirical Analysis of Social Processes. *European Sociological Review* 12: 181-206.
- Blossfeld, Hans-Peter/ Shavit, Yossi (1993): Dauerhafte Ungleichheiten. Zur Veränderung des Einflusses der sozialen Herkunft auf die Bildungschancen in dreizehn industrialisierten Ländern. *Zeitschrift für Pädagogik* 39: 25-52.
- Boudon, Raymond (1974): *Education, Opportunity, and Social Inequality*. New York: Wiley.
- Boudon, Raymond (1980): *Die Logik des gesellschaftlichen Handelns*. Frankfurt: Luchterhand.
- Dubin, Jeffrey A./ Rivers, Douglas (1989): Selection Bias in Linear Regression, Logit and Probit Models. In: Fox, John/ Long, J. Scott (Hrsg.), *Modern Methods of Data Analysis*. Newbury Park: Sage, S. 410-442..
- Durrer, Franz/ Heine, Christoph (2000): *Studienfinanzierung und Studierneigung im Freistaat Sachsen*. Dresden: SMWK.
- Ederleh, Jürgen (1998): *Daten zum Ingenieurstudium*. HIS-Kurzinformationen A6/98. Hannover.
- Erikson, Robert/ Jonsson, Jan O. (1996): Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case. In: Erikson, Robert/ Jonsson, Jan O. (Hrsg.), *Can Education Be Equalized?* Boulder: Westview Press, S. 1-63.

- Esser, Hartmut (1999): Soziologie. Spezielle Grundlagen Band 1: Situationslogik und Handeln. Frankfurt am Main: Campus.
- Heckman, James J. (1979): Sample Selection Bias As a Specification Error. *Econometrica* 47: 153-61.
- Heckman, James J., (1997): Instrumental Variables. A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used In Making Program Evaluations. *The Journal of Human Resources*, Jg. 32: 441-462.
- Hedström, Peter und Richard Swedberg (1996): Social Mechanisms. *Acta Sociologica*, Jg. 39: 281-308.
- Helberger, Christof und Helene Palamidis (1989): Der Beitrag der Humankapitaltheorie zur Erklärung der Bildungsnachfrage. In: Döring, Peter A./ Weishaupt, Horst/ Weiß, Manfred (Hrsg.), *Bildung in sozioökonomischer Sicht*. Frankfurt am Main: Böhlau, S. 205-220.
- Helberger, Christof und Helene Palamidis, 1989: Der Beitrag der Humankapitaltheorie zur Erklärung der Bildungsnachfrage. S. 205-220. In: Peter A. Döring, Horst Weishaupt und Manfred Weiß (Hrsg.), *Bildung in sozioökonomischer Sicht*. Frankfurt am Main: Böhlau.
- Helberger, Christof/ Palamidis, Helene (1992): Die Nachfrage nach Bildung. Theorie und empirische Ergebnisse. Berlin: Duncker & Humblot.
- HIS (Hochschul-Informationen-System GmbH) (1998): HIS-Ergebnisspiegel 1997. Bonn: BMBF.
- Kristen, Cornelia, 1998: Bildung als Entscheidung: Eine Bestandsaufnahme der theoretischen Beiträge und die Entwicklung eines allgemeinen Modells. Universität Mannheim: Diplom-Arbeit.
- Lauterbach, Wolfgang, Johannes Huinink und Rolf Becker (1994): Erwerbsbeteiligung und Berufschancen von Frauen. Theoretische Ansätze, methodische Verfahren und empirische Ergebnisse aus der Lebensverlaufsperspektive, in: Petra Beckmann und Gerhard Engelbrech (Hrsg.), *Arbeitsmarkt für Frauen 2000 Ein Schritt vor oder ein Schritt zurück? Beiträge zur Arbeitsmarkt und Berufsforschung* 179, Nürnberg, S. 175-208.
- Lewin, Karl, Ulrich Heublein, Jochen Schreiber und Dieter Sommer (1999): Studienanfänger 98/99. HIS-Kurzinformation A7/99. Hannover: HIS.
- Lischka, Irene (1999): Studierwilligkeit und Arbeitsmarkt Ergebnisse einer Befragung in Sachsen-Anhalt. *Arbeitsberichte* 5/99, hrsg. von HoF Wittenberg - Institut für Hochschulforschung an der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg.
- Manski, Charles F. (1994): The selection problem. In: Christopher A. Sims (Hrsg.), *Advances in econometrics*. Cambridge: University Press, S. 143-170.
- Meulemann, Heiner (1995): *Geschichte einer Jugend*. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Schnitzer, Klaus/Isserstedt, Wolfgang/Müßig-Trapp, Peter/Schreiber, Jochen (1998): Das soziale Bild der Studentenschaft in der Bundesrepublik Deutschland. 15. Sozialerhebung des Deutschen Studentenwerks durchgeführt durch HIS Hochschul-Informationen-System. Bonn: BMBF.
- Schömann, Klaus (1994): *The Dynamics of Labor Earnings over the Life Course. A Comparative and Longitudinal Analysis of Germany and Poland*. Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung/edition sigma.
- Schreyer, Franziska (1999): Studienfachwahl und Arbeitslosigkeit: Frauen sind häufiger arbeitslos gerade wenn sie ein „Männerfach“ studiert haben. IAB-Kurzbericht Nr. 14 (29.9.1999). Nürnberg: IAB.
- Statistisches Bundesamt (1999a): Hochschulstandort Deutschland. Bericht vom 25. November 1999. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (1999b): 1998 erstmals wieder mehr Studienanfänger in den Ingenieurwissenschaften. Pressemitteilung vom 8. März 1999. Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (Hrsg.) (2000): *Datenreport 1999*. Bonn: Bundeszentrale für politische Bildung.
- Winship, Christopher/ Mare, Richard D. (1992): Models for Sample Selection Bias. In: *Annual Review of Sociology*, Jg. 18: 327-350.
- Wolter, Andrä (1999): Strategisch wichtige Veränderungen im Ausbildungsverhalten von Schülern und Konsequenzen für den Hochschulzugang. In: HIS (Hrsg.): *Von der Schule über das Studium in den Beruf? HIS-Kurzinformation A4/99*. Hannover, S. 10-22.
- Wolter, Andrä/ Lenz, Karl/ Wagner, Bernhard (1996): *Die Studien- und Berufswahl von Studienberechtigten des Abschlußjahrgangs 1996 in Sachsen*. Dresden: Staatsministerium für Kultus.

- Wolter, Andrä/ Lenz, Karl/ Wagner, Bernhard (1998): Die Studien- und Berufswahl von Studienberechtigten des Abschlußjahrgangs 1998 in Sachsen. Dresden: Staatsministerium für Kultus.
- Wolter, Andrä/ Lenz, Karl/Winter, Jana (2000): Trendwende in der Studierneigung? Die Studien- und Berufswahl von Studienberechtigten des Abschlußjahrgangs 2000 in Sachsen. Dresden: Staatsministerium für Kultus.

## Anhang

*Tabelle A-1: Klassenlage, Geschlecht und Determinanten für die Studierneigung sächsische Abiturienten im Jahre 1996 (Probit-Regression; in Klammern: Standardfehler der Regressionskoeffizienten)*

	Studien- absicht	Ein- kommen	Bildungs- nutzen	Status- haltung	Status- verlust	Erfolgser- wartung	Subjektive Kosten
Konstante	-0.3691* (0.1801)	1.0895** * (0.1320)	- 0.4680** (0.1808)	0.3658* (0.1728)	-0.3087† (0.1797)	-0.4826** (0.1727)	0.3110† (0.1770)
<i>Referenz: Un- und angelernte Arbeiter</i>							
Facharbeiter, Meister und Poliere	0.2229 (0.1900)	0.0969 (0.1500)	0.1231 (0.1906)	-0.0066 (0.1811)	-0.0447 (0.1905)	0.4481* (0.1815)	-0.0053 (0.1861)
Einfache Angestellte	0.3399 (0.2460)	-0.0791 (0.2292)	0.2103 (0.2488)	0.1453 (0.2407)	-0.3449 (0.2693)	0.4878* (0.2386)	-0.0163 (0.2466)
Qualifizierte Angestellte	0.5833** (0.1999)	-0.0188 (0.1655)	0.3961 (0.2002)	0.2312 (0.1940)	-0.1153 (0.2035)	0.5243** (0.1926)	- 0.8370*** (0.1968)
Höhere und leitende Angestellte	0.7322*** (0.1887)	-0.1226 (0.1452)	0.3759* (0.1889)	0.1583 (0.1811)	0.2886† (0.1881)	0.6575** * (0.1812)	- 1.4320*** (0.1897)
Einfacher und Mittlerer Dienst	0.2165 (0.3127)	0.0396 (0.3259)	0.7734* (0.3081)	-0.0222 (0.3033)	-0.0179 (0.3215)	0.3106 (0.3013)	-0.6262* (0.3047)
Gehobener und Höherer Dienst	0.6618* (0.2714)	0.6227 (0.3667)	0.7032** (0.2698)	0.0231 (0.2674)	0.2352 (0.2734)	0.9085** * (0.2737)	- 1.2360*** (0.2859)
Freie akademische Berufe	1.3143*** (0.2851)	-0.5863* (0.2375)	0.3722 (0.2685)	0.8542** (0.3055)	0.2451 (0.2705)	1.0228** * (0.2724)	- 1.9047*** (0.3449)
Selbständige	0.4083* (0.1991)	-0.0297 (0.1642)	0.2686 (0.1998)	0.1876 (0.1926)	-0.0646 (0.2017)	0.4794* (0.1916)	- 0.8361*** (0.1960)
Versorgungsklasse	0.6126* (0.2915)	-0.6049* (0.2577)	0.2711 (0.2978)	-0.0283 (0.2879)	-0.0299 (0.3096)	0.5370† (0.2887)	-0.7492* (0.2913)
Geschlecht	- 0.3333*** (0.0768)	-0.2010* (0.0867)	- 0.2369** (0.0769)	-0.1390† (0.0786)	- 0.4256*** (0.0790)	0.1901* (0.0763)	0.2537** (0.0824)
Fallzahl	1214	1214	1214	1214	1214	1214	1214
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.044	0.021	0.018	0.012	0.038	0.017	0.155
Chi <sup>2</sup>	74.438	27.169	29.410	19.487	56.653	29.769	255.61
Freiheitsgrade	10	10	10	10	10	10	10

\*  $p \leq 0.05$ ; \*\*  $p \leq 0.01$ ; \*\*\*  $p \leq 0.001$ ; †  $p \leq 0.1$

Quelle: Wolter, Lenz und Wagner (1996) eigene Berechnungen

Tabelle A-2: Klassenlage, Geschlecht und Determinanten für die Studierneigung sächsische Abiturienten im Jahre 1998 (Probit-Regression; in Klammern: Standardfehler der Regressionskoeffizienten)

	Studien- absicht	Ein- kommen	Bildungs- nutzen	Status- haltung	Status- verlust	Erfolgser- wartung	Subjektive Kosten
Konstante	-0.0917 (0.1944)	0.8427*** (0.1407)	0.0303 (0.1894)	0.7020** * (0.2009)	-0.2370 (0.1971)	-0.2703 (0.1895)	0.4331* (0.2018)
<i>Referenz: Un- und angelernte Arbeiter</i>							
Facharbeiter, Meister und Poliere	0.0372 (0.2011)	0.2629† (0.1532)	-0.1941 (0.1958)	-0.0063 (0.2059)	-0.0779 (0.2046)	0.1768 (0.1951)	-0.0856 (0.2073)
Einfache Angestellte	0.0953 (0.2417)	0.0046 (0.2077)	0.0738 (0.2356)	-0.1911 (0.2442)	-0.4195 (0.2591)	0.0288 (0.2348)	-0.3126 (0.2456)
Qualifizierte Angestellte	0.2509 (0.2078)	0.3578* (0.1704)	-0.0571 (0.2027)	0.0263 (0.2141)	-0.1649 (0.2132)	0.4142* (0.2028)	- 0.8567*** (0.2133)
Höhere und leitende Angestellte	0.4917* (0.2003)	0.0185 (0.1482)	0.0987 (0.1950)	0.1803 (0.2071)	0.1558 (0.2031)	0.4186* (0.1952)	- 1.4905*** (0.2099)
Einfacher und Mittlerer Dienst	0.2297 (0.3355)	0.5074 (0.3971)	0.4411 (0.3325)	0.3213 (0.3697)	-0.0569 (0.3493)	0.1178 (0.3275)	- 1.0678*** (0.3428)
Gehobener und Höherer Dienst	0.5250† (0.2747)	0.0148 (0.2585)	-0.3284 (0.2765)	0.2464 (0.2975)	-0.0343 (0.2838)	0.2242 (0.2698)	- 1.6336*** (0.3115)
Freie akademische Berufe	1.1503*** (0.2887)	-0.1718 (0.2423)	0.1387 (0.2673)	0.4738 (0.3077)	-0.0083 (0.2788)	0.9688** * (0.2838)	- 2.5577*** (0.4562)
Selbständige	0.4490* (0.2083)	0.0870 (0.1624)	-0.0048 (0.2034)	0.2436 (0.2175)	-0.0029 (0.2124)	0.3636 (0.2033)	- 1.1260*** (0.2156)
Versorgungsklasse	0.2960 (0.2876)	-0.0252 (0.2761)	-0.4768 (0.2961)	-0.2147 (0.2931)	0.1660 (0.2938)	0.2159 (0.2833)	- 0.7478*** (0.2918)
Geschlecht	- 0.4212*** (0.0791)	-0.0566 (0.0891)	- 0.2172** (0.0783)	-0.1822* (0.0864)	- 0.3749*** (0.0805)	0.1219† (0.0783)	0.2619** (0.0855)
Fallzahl	1197	1197	1197	1197	1197	1197	1197
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.046	0.011	0.015	0.014	0.025	0.015	0.163
Chi <sup>2</sup>	75.464	13.753	25.785	19.915	37.844	25.318	263.92
Freiheitsgrade	10	10	10	10	10	10	10

\*  $p \leq 0.05$ ; \*\*  $p \leq 0.01$ ; \*\*\*  $p \leq 0.001$ ; †  $p \leq 0.1$

Quelle: Wolter, Lenz und Wagner (1998) eigene Berechnungen

Tabelle A-3: Klassenlage, Geschlecht und Determinanten für die Studierneigung sächsische Abiturienten im Jahre 2000 (Probit-Regression; in Klammern: Standardfehler der Regressionskoeffizienten)

	Studien- absicht	Ein- kommen	Bildungs- nutzen	Statuser- haltung	Status- verlust	Erfolgs- er- wartung	Subjektive Kosten
Konstante	0.4198† (0.2328)	1.2756*** (0.1762)	0.4586* (0.2354)	0.7130*** (0.2451)	-0.2572 (0.2376)	-0.4667* (0.2355)	0.1367 (0.2363)
<i>Referenz: Un- und angelernte Arbeiter</i>							
Facharbeiter, Meister und Poliere	-0.1854 (0.2419)	0.0435 (0.1919)	-0.0723 (0.2445)	0.1211 (0.2547)	0.2295 (0.2475)	0.4018† (0.2448)	-0.2176 (0.2451)
Einfache Angestellte	-0.6657* (0.2763)	-0.0347 (0.2437)	-0.2703 (0.2749)	0.0270 (0.2867)	0.0009 (0.2807)	0.2514 (0.2755)	-0.0718 (0.2772)
Qualifizierte Angestellte	-0.1489 (0.2452)	0.0139 (0.1980)	-0.4168† (0.2477)	0.0754 (0.2581)	0.1923 (0.2508)	0.4186† (0.2480)	-0.6770** (0.2486)
Höhere und leitende Angestellte	0.2495 (0.2409)	-0.1206 (0.1869)	-0.1035 (0.2426)	0.2146 (0.2535)	0.2480 (0.2453)	0.7325** (0.2434)	- 1.4046*** (0.2486)
Einfacher und Mittlerer Dienst	-0.1528 (0.3502)	0.0850 (0.3766)	-0.4819 (0.3555)	-0.0493 (0.3659)	-0.0991 (0.3697)	0.1176 (0.3555)	-0.9017* (0.3603)
Gehobener und Höherer Dienst	0.4336 (0.3107)	-0.5250* (0.2638)	-0.1271 (0.3038)	0.6381† (0.3503)	0.2542 (0.3050)	0.7760* (0.3064)	- 1.7227*** (0.3591)
Freie akademische Berufe	0.7760* (0.3124)	0.0053 (0.2779)	-0.2175 (0.2921)	0.1338 (0.3089)	0.6394* (0.2952)	0.7723** (0.2960)	- 2.4673*** (0.4795)
Selbständige	0.1637 (0.2495)	-0.2222 (0.1986)	-0.1749 (0.2510)	0.1900 (0.2630)	0.3069 (0.2540)	0.5953* (0.2516)	- 1.0949*** (0.2553)
Versorgungsklasse	-0.1128 (0.3981)	-0.1725 (0.3989)	-0.2031 (0.3974)	0.5379 (0.4668)	0.0255 (0.4109)	0.8038* (0.4078)	-1.2361** (0.4369)
Geschlecht	- 0.3682*** (0.0832)	- 0.3325*** (0.0971)	- 0.2862*** (0.0808)	- 0.2674*** (0.0900)	- 0.3481*** (0.0808)	0.1627* (0.0808)	0.4082*** (0.0909)
Fallzahl	1094	1094	1094	1094	1094	1094	1094
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.056	0.019	0.016	0.015	0.021	0.019	0.156
Chi <sup>2</sup>	84.165	19.892	25.537	17.845	30.787	28.651	219.53
Freiheitsgrade	10	10	10	10	10	10	10

\*  $p \leq 0.05$ ; \*\*  $p \leq 0.01$ ; \*\*\*  $p \leq 0.001$ ; †  $p \leq 0.1$

Quelle: Wolter, Lenz und Winter (2000) eigene Berechnungen

Tabelle A-4: Klassenlage, Geschlecht, Periode und Determinanten für die Studierneigung sächsische Abiturienten in den Jahren 1996, 1998 und 2000 (Probit-Regression; in Klammern: Standardfehler der Regressionskoeffizienten; in eckigen Klammern: vollständig standardisierte Koeffizienten)

	Studien- absicht	Ein- kommen	Bildungs- nutzen	Statuser- haltung	Status- verlust	Erfolgser- wartung	Subjektive Kosten
Konstante	-0.1754† (0.1165)	- 0.1842*** (0.0786)	-0.2315* (0.1154)	0.4071** (0.1180)	-0.3626** (0.1188)	- 0.3776*** (0.1147)	- 0.2940*** (0.1153)
<i>Referenz: Un- und angelernte Arbeiter</i>							
Facharbeiter, Mei- ster und Poliere	0.0639 (0.1186)	0.1088 (0.0826)	-0.0187 (0.1175)	0.0275 (0.1198)	0.0183 (0.1213)	0.3403** (0.1165)	-0.0607 (0.1163)
Einfache Angestellte	-0.0497 (0.1438)	0.1070 (0.1181)	-0.0043 (0.1421)	-0.0172 (0.1449)	-0.2638† (0.1515)	0.2435† (0.1408)	0.0138 (0.1408)
Qualifizierte Angestellte	0.2693* (0.1225)	0.2087* (0.0894)	0.0053 (0.1215)	0.1029 (0.1247)	-0.0461 (0.1259)	0.4530*** (0.1208)	- 0.4319*** (0.1211)
Höhere und leitende Angestellte	0.5330*** (0.1180)	0.0780 (0.0819)	0.1571 (0.1168)	0.1776 (0.1198)	0.2163† (0.1202)	0.6004*** (0.1162)	- 0.8707*** (0.1178)
Einfacher und Mittlerer Dienst	0.1146 (0.1906)	0.3281† (0.1773)	0.3063† (0.1883)	0.0425 (0.1952)	-0.1081 (0.2003)	0.1977 (0.1876)	- 0.6739*** (0.1963)
Gehobener und Höherer Dienst	0.5816*** (0.1619)	-0.1031 (0.1410)	0.1213 (0.1595)	0.2707† (0.1704)	0.1296 (0.1636)	0.6262*** (0.1601)	- 1.1473*** (0.1813)
Freie akademische Berufe	1.1225*** (0.1680)	-0.1897 (0.1380)	0.1294 (0.1558)	0.4377† (0.1705)	0.2886† (0.1590)	0.8998*** (0.1599)	- 1.4071*** (0.1901)
Selbständige	0.3805** (0.1232)	0.0868 (0.0896)	0.0679 (0.1222)	0.2046† (0.1260)	0.0598 (0.1262)	0.8998*** (0.1599)	- 0.6267*** (0.1226)
Versorgungsklasse	0.3311† (0.1808)	-0.2511 (0.1674)	-0.1308 (0.1837)	-0.0106 (0.1849)	0.0748 (0.1880)	0.4677** (0.1800)	-0.3900* (0.1812)
Geschlecht	- 0.3646*** (0.0457)	- 0.2319*** (0.0459)	- 0.2417*** (0.0452)	- 0.1893*** (0.0486)	- 0.3757*** (0.0461)	0.1539*** (0.0451)	0.2426*** (0.0487)
Jahr 1998	0.0448 (0.0521) [0.0425]	-0.0230 (0.0499) [0.0218]	0.1775*** (0.0520) [0.1694]	0.2723*** (0.0543) [0.1738]	0.0413 (0.0543) [0.0415]	-0.0533 (0.0516) [-0.0510]	0.3279*** (0.0546) [0.3288]
Jahr 2000	0.2901*** (0.0536) [0.2690]	1.2313*** (0.0564) [1.1400]	0.4154*** (0.0531) [0.3852]	0.2817*** (0.0559) [0.2902]	0.2918*** (0.0546) [0.2866]	-0.0224 (0.0530) [-0.0209]	0.2176*** (0.0565) [0.2133]
Fallzahl	3501	3501	3501	3501	3501	3501	3501
Pseudo-R <sup>2</sup>	0.051	0.137	0.022	0.017	0.031	0.015	0.081
Chi <sup>2</sup>	248.56	718.54	108.84	71.942	140.92	70.488	362.84
Freiheitsgrade	12	12	12	12	12	12	12

\* p ≤ 0.05; \*\* p ≤ 0.01; \*\*\* p ≤ 0.001; † p ≤ 0.1

Quellen: Wolter, Lenz und Wagner (1996, 1998); Wolter, Lenz und Winter (2000) eigene Berechnungen

**BÜCHER**  
**DES FORSCHUNGSSCHWERPUNKTS**  
**ARBEITSMARKT UND BESCHÄFTIGUNG**

(nur im Buchhandel erhältlich)

Friedrich Buttler, Wolfgang Franz, Ronald Schettkat,  
and David Soskice

**Institutional Frameworks and Labor Market  
Performance. Comparative Views on the U.S. and  
German Economies**

1995, London/New York, Routledge,  
352 Seiten

Christoph Dörrenbächer

**Vom Hoflieferanten zum Global Player.  
Unternehmensorganisation und nationale Politik  
in der Welttelekommunikationsindustrie**

1999, Berlin, edition sigma, 226 Seiten

European Academy of the Urban Environment

**New institutional arrangements in the labour  
market. Transitional labour markets as a new full  
employment concept**

1998, Berlin, EA.UE series „The Urban Environment  
in Europe“, 135 Seiten

Gernot Grabher / David Stark (Eds.)

**Restructuring Networks in Post-Socialism.  
Legacies, Linkages and Localities**

1997, Oxford, Oxford University Press, 360 Seiten

Torben Iversen / Jonas Pontusson /  
David Soskice

**Unions, Employers, and Central Banks**

2000, Cambridge, Cambridge University Press, 339  
Seiten

Max Kaase / Günther Schmid

**Eine lernende Demokratie - 50 Jahre  
Bundesrepublik Deutschland  
WZB-Jahrbuch 1999**

Berlin, edition sigma, 586 Seiten

Traute Meyer

**Ungleich besser? Die ökonomische Unabhän-  
gigkeit von Frauen im Zeichen der Expansion  
sozialer Dienstleistungen**

1997, Berlin, edition sigma, 216 Seiten

Frieder Naschold / David Soskice / Bob Hancké /  
Ulrich Jürgens (Hg.)

**Ökonomische Leistungsfähigkeit und Institutio-  
nelle Innovation**

**WZB-Jahrbuch 1997**

1997, Berlin, edition sigma, 366 Seiten

Birgitta Rabe

**Implementation von Arbeitsmarktpolitik durch  
Verhandlungen. Eine spieltheoretische Analyse**

2000, Berlin, edition sigma, 254 Seiten

Jacqueline O'Reilly / Colette Fagan (Eds.)

**Part-Time Prospects. An International Com-  
parison**

1998, London/New York, Routledge, 304 Seiten

Hedwig Rudolph (Hg.)

unter Mitarbeit von Dagmar Simon

**Geplanter Wandel, ungeplante Wirkungen.  
Handlungslogiken und -ressourcen im Prozeß  
der Transformation**

**WZB-Jahrbuch 1995**

1995, Berlin, edition sigma, 348 Seiten

Hedwig Rudolph / Anne Schüttpelz

**Commitment statt Kommando. Organisations-  
lernen in Versicherungsunternehmen**

1999, Berlin, edition sigma, 146 Seiten

Ronald Schettkat (Ed.)

**The Flow Analysis of Labour Markets**

1996, London/New York, Routledge, 294 Seiten

Günther Schmid

**Är full sysselsättning fortfarande möjlig?  
Övergångsarbetsmarknader som en ny strategi  
för arbetsmarknadspolitiken.**

(Übersetzung: Birger Viklund)

1995, Södertäje, PM Bäckström Förlag, 53 Seiten

Günther Schmid / Jacqueline O'Reilly /

Klaus Schömann (Eds.)

**International Handbook of Labour Market Policy  
and Evaluation**

1996, Cheltenham, UK, Edward Elgar, 954 Seiten

Klaus Schömann / Ralf Rogowski /

Tomas Kruppe

**Labour Market Efficiency in the European Union.  
Employment Protection and Fixed-Term  
Contracts**

1998, London/New York, Routledge, 214 Seiten

Hildegard Theobald

**Geschlecht, Qualifikation und Wohlfahrtsstaat.  
Deutschland und Schweden im Vergleich**

1999, Berlin, edition sigma, 200 Seiten

Sylvia Zühlke

**Beschäftigungschancen durch berufliche  
Mobilität? Arbeitslosigkeit, Weiterbildung und  
Berufswechsel in Ostdeutschland**

2000, Berlin, edition sigma, 206 Seiten



## DISCUSSION PAPERS 1997

Einige der nachfolgenden discussion papers sind im Internet zu finden: <http://www.wz-berlin.de>

Some of the following discussion papers are available on our internet home page: <http://www.wz-berlin.de>

*Abteilung:*

*Organisation und Beschäftigung*

Felicitas Hillmann / Hedwig Rudolph

**Redistributing the Cake? Ethnicisation Processes in the Berlin Food Sector**

Bestell Nr.: FS I 97 - 101

Dorothee Bohle

**Zwischen lokaler Anarchie und globalen Netzen: Transformationsprozesse im polnischen Straßen-güterverkehr**

Bestell Nr.: FS I 97 -102

Felicitas Hillmann

**This is a migrant's world: Städtische ethnische Arbeitsmärkte am Beispiel New York City**

Bestell Nr.: FS I 97 - 103

Sigrid Quack

**Karrieren im Glaspalast. Weibliche Führungskräfte in europäischen Banken**

Bestell Nr.: FS I 97 - 104

Enzo Mingione

**The Current Crisis of Intensive Work Regimes and the Question of Social Exclusion in Industrialized Countries**

Bestell Nr.: FS I 97 - 105

*Abteilung:*

*Arbeitsmarktpolitik und Beschäftigung*

Dirk Finger

**Dienstleistungsschecks in Europa - ein Modell für Deutschland? Beschäftigungseffekte und Kosten für die Volkswirtschaft: fünf Szenarien**

Bestell Nr.: FS I 97 - 201

Dirk Finger

**Service cheques in Europe - a model for Germany? Employment effects and macro-economic costs: five scenarios**

Bestell Nr.: FS I 97 - 201a

Günther Schmid

in collaboration with Maja Helmer

**The Dutch Employment Miracle? A comparison of employment systems in the Netherlands and Germany**

Bestell Nr.: FS I 97 - 202

Günther Schmid, Peter Auer, Hugh Mosley, Klaus Schömann (Eds.)

**Progress in Evaluation Research: Documentation of Two Transfer-Workshops on the „International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation“**

Bestell Nr.: FS I 97 - 203

Günther Schmid, Klaus Schömann und

Holger Schütz

**Evaluierung der Arbeitsmarktpolitik. Ein analytischer Bezugsrahmen am Beispiel des Arbeitsmarktpolitischen Rahmenprogramms in Berlin**

Bestell Nr.: FS I 97 - 204

Silke Bothfeld

**Teilzeitarbeit für alle? Eine Untersuchung von Teilzeitpräferenzen in Deutschland und Großbritannien unter beschäftigungspolitischen Gesichtspunkten**

Bestell Nr.: FS I 97 - 205

Ralf Rogowski und Günther Schmid

**Reflexive Deregulierung. Ein Ansatz zur Dynamisierung des Arbeitsmarkts**

Bestell Nr.: FS I 97 - 206

Ralf Rogowski and Günther Schmid

**Reflexive Deregulation. International experiences and proposals for labour market reform**

Bestell Nr.: FS I 97 - 206a

Jacqueline O'Reilly, Claudia Spee

**Regulating work and welfare of the future: Towards a new social contract or a new gender contract?**

Bestell Nr.: FS I 97 - 207

Hugh Mosley and Stefan Speckesser

**Market Share and Market Segment of Public Employment Services**

Bestell Nr.: FS I 97 - 208

*Abteilung:*

*Wirtschaftswandel und Beschäftigung*

Mark Lehrer, Owen Darbshire

**The Performance of Economic Institutions in a Dynamic Environment: Air Transport and Telecommunications in Germany and Britain**

Bestell Nr.: FS I 97 - 301

Stewart Wood

**Weakening Codetermination?**

**Works Council Reform in West Germany in the 1980s**

Bestell Nr.: FS I 97 - 302

Thomas R. Cusack

**On the Road to Weimar? The Political Economy of Popular Satisfaction with Government and Regime Performance in Germany**

Bestell Nr.: FS I 97 - 303

Bob Hancké  
**Modernisation Without Flexible Specialisation.**  
**How large firm restructuring and government regional policies became the step-parents of autarchic regional production systems in France**  
Bestell Nr.: FS I 97 - 304

Mark Tilton  
**Regulatory Reform and Market Opening in Japan**  
Bestell Nr.: FS I 97 - 305

Thomas R. Cusack  
**Partisan Politics and Fiscal Policy**  
Bestell Nr.: FS I 97 - 306

Peter A. Hall /  
Robert J. Franzese, Jr.  
**Mixed Signals:**  
**Central Bank Independence,**  
**Coordinated Wage Bargaining,**  
**and European Monetary Union**  
Bestell Nr.: FS I 97 - 307

David Soskice and Torben Iversen  
**Central Bank - Trade Union Interactions and the Equilibrium Rate of Employment**  
Bestell Nr.: FS I 97 - 308

#### DISCUSSION PAPERS 1998

*Einige der nachfolgenden discussion papers sind im Internet zu finden; <http://www.wz-berlin.de>*

*Some of the following discussion papers are available on our internet home page: <http://www.wz-berlin.de>*

*Abteilung:*  
*Organisation und Beschäftigung*

Hildegard Theobald  
**Frauen in leitenden Positionen in der Privatwirtschaft. Eine Untersuchung des schwedischen und deutschen Geschlechtervertrages**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 101

Isabel Georges  
**Heterogeneity versus homogeneity?**  
**Transformation of wage relations of the French and the German public telephone operators: the case of directory inquiry services**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 102

Dieter Plehwe (Hg.)  
**Transformation der Logistik**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 103

Sigrid Quack  
**Reorganisation im Bankensektor.**  
**Neue Chancen für Frauen im Management?**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 104

Janne Tienari, Sigrid Quack  
and Hildegard Theobald  
**Organizational Reforms and Gender: Feminization of Middle Management in Finnish and German Banking**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 105

Hedwig Rudolf, Felicitas Hillmann  
**Via Baltica. Die Rolle westlicher Fach- und Führungskräfte im Transformationsprozeß Lettlands**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 106

Felicitas Hillmann  
**Türkische Unternehmerinnen und Beschäftigte im Berliner ethnischen Gewerbe.**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 107

Nancy Fraser  
**Social Justice in the Age of Identity Politics: Redistribution, Recognition, Participation**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 108

*Abteilung:*  
*Arbeitsmarktpolitik und Beschäftigung*

Dietmar Dathe  
**Wechselwirkungen zwischen Arbeitszeitpolitik und Arbeitsangebotsverhalten. Eine Untersuchung zur Bedeutung von Arbeitspräferenzen für eine Politik der Arbeitsumverteilung**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 201

Ton Wilthagen  
**Flexicurity: A New Paradigm for Labour Market Policy Reform**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 202

Klaus Schömann, Thomas Kruppe und Heidi Oschmiansky  
**Beschäftigungsdynamik und Arbeitslosigkeit in der Europäischen Union**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 203

Jacqueline O'Reilly, Ralf Rogowski (Hg./Eds.)  
**Dokumentation des Round-Table Gesprächs**  
**„Die neue Labour-Regierung in Großbritannien: Zwischenbilanz der ersten hundert Tage“**  
**„The New Labour Government in Great Britain: Assessment of the first 100 days“**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 204

Holger Schütz, Stefan Speckesser, Günther Schmid  
**Benchmarking Labour Market Performance and Labour Market Policies: Theoretical Foundations and Applications**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 205

Günther Schmid  
**Transitional Labour Markets:**  
**A New European Employment Strategy**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 206

Klaus Schömann, Ralf Mytze, Silke Gülker  
**Institutional and Financial Framework for Job  
Rotation in Nine European Countries**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 207

Dietmar Dathe  
**Der Familienzyklus als Bestimmungsfaktor für das  
Familieneinkommen und das Arbeitsangebot. Eine  
Untersuchung für West- und Ostdeutschland auf  
der Grundlage des Mikrozensus 1995**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 208

*Abteilung:  
Wirtschaftswandel und Beschäftigung*

Karin Wagner  
**The German Apprenticeship System after  
Unification**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 301

Donatella Gatti  
**The Equilibrium Rate of Unemployment in Varying  
Micro-Institutional Settings**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 302

Steven Casper  
**The Legal Framework for Corporate Governance:  
Explaining the Development of Contract Law in  
Germany and the United States**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 303

Torben Iversen and Thomas R. Cusack  
**The Causes of Welfare State Expansion:  
Deindustrialization or Globalization?**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 304

Bob Hancké  
**Industrial Restructuring and Industrial Relations in  
the European Car Industry. Instruments and  
Strategies for Employment**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 305

Donatella Gatti  
**Unemployment and Innovation Patterns. The role  
of business coordination and market competition**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 306

## DISCUSSION PAPERS 1999

*Die nachfolgenden discussion papers sind im Internet  
zu finden: <http://www.wz-berlin.de>*

*The following discussion papers are available on our  
internet home page: <http://www.wz-berlin.de>*

*Abteilung:  
Organisation und Beschäftigung*

Sven Hildebrandt  
**Lean Banking als Reorganisationsmuster für  
deutsche und französische Kreditinstitute?  
Anmerkungen zur Tragfähigkeit eines leitbild-  
prägenden Managementkonzepts**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 101

Dieter Plehwe  
**Why and How Do National Monopolies Go  
"Global"?**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 102

Dorothee Bohle  
**Der Pfad in die Abhängigkeit? Eine kritische Be-  
wertung institutionalistischer Beiträge in der  
Transformationsdebatte**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 103

*Abteilung:  
Arbeitsmarktpolitik und Beschäftigung*

Günther Schmid / Klaus Schömann (Hg./Eds.)  
**Von Dänemark lernen  
Learning from Denmark**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 201

Hugh Mosley and Antje Mayer  
**Benchmarking National Labour Market Per-  
formance: A Radar Chart Approach**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 202

Eunice Rodriguez  
**Marginal Employment and Health in Germany and  
the United Kingdom: Does Unstable Employment  
Predict Health?**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 203

*Erschienen in der Veröffentlichungsreihe der  
Querschnittsgruppe Arbeit & Ökologie:*

Carroll Haak, Günther Schmid  
**Arbeitsmärkte für Künstler und Publizisten -  
Modelle einer zukünftigen Arbeitswelt?**  
Bestell Nr. P99-506

*Abteilung:  
Wirtschaftswandel und Beschäftigung*

Bob Hancké  
**Revisiting the French Model. Coordination and  
restructuring in French industry in the 1980s**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 301

David Soskice  
**The Political Economy of EMU. Rethinking the effects of monetary integration on Europe**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 302

Gabriele Kasten / David Soskice  
**Möglichkeiten und Grenzen der Beschäftigungspolitik in der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 303

Julie Pellegrin  
**German Production Networks in Central/Eastern Europe. Between Dependency and Globalisation**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 304

Donatella Gatti / Christa van Wijnbergen  
**The Case for a Symmetric Reaction Function of the European Central Bank**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 305

Steven Casper  
**National Institutional Frameworks and High-Technology Innovation in Germany. The Case of Biotechnology**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 306

Steven Casper  
**High Technology Governance and Institutional Adaptiveness. Do technology policies usefully promote commercial innovation within the German biotechnology industry?**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 307

André Mach  
**"Small European states in world markets" revisited: The questioning of compensation policies in the light of the Swiss case**  
Bestell Nr.: FS I 98 - 308

Bruno Amable  
**Institutional Complementarity and Diversity of Social Systems of Innovation and Production**  
Bestell Nr.: FS I 99 - 309

## DISCUSSION PAPERS 2000

*Die nachfolgenden discussion papers sind im Internet zu finden: <http://www.wz-berlin.de>*

*The following discussion papers are available on our internet home page: <http://www.wz-berlin.de>*

*Abteilung:  
Organisation und Beschäftigung*

Christoph Dörrenbächer  
**Measuring Corporate Internationalisation. A review of measurement concepts and their use**  
Bestell Nr.: FS I 00 - 101

*Abteilung:  
Arbeitsmarktpolitik und Beschäftigung*

Klaus Schömann / Stefanie Flechtner / Ralf Mytzek / Isabelle Schömann  
**Moving towards Employment Insurance - Unemployment Insurance and Employment Protection in the OECD**  
Bestell Nr.: FS I 00 - 201

Dietmar Dathe / Günther Schmid  
**Determinants of Business and Personal Services: Evidence from West-German Regions**  
Bestell Nr.: FS I 00 - 202

Günther Schmid  
**Beyond Conventional Service Economics: Utility Services, Service-Product Chains, and Job Services**  
Bestell Nr.: FS I 00 - 203

Heidi Oschmiansky / Günther Schmid  
**Wandel der Erwerbsformen. Berlin und die Bundesrepublik im Vergleich**  
Bestell Nr.: FS I 00 - 204

Dominique Anxo / Jacqueline O'Reilly  
**Beschäftigung, Arbeitszeit und Übergangsmärkte in vergleichender Perspektive**  
Bestell Nr.: FS I 00 - 205

Thomas Kruppe  
**The Dynamics of Dependent Employment and Unemployment – A Comparison of Different Data Sources**  
Bestell Nr.: FS I 00 - 206

Heidi Gottfried / Jacqueline O'Reilly  
**Der Geschlechtervertrag in Deutschland und Japan: Die Schwäche eines starken Versorgermodells**  
Bestell Nr.: FS I 00 - 207

Birgitta Rabe  
**Wirkungen aktiver Arbeitsmarktpolitik. Evaluierungsergebnisse für Deutschland, Schweden, Dänemark und die Niederlande**  
Bestell Nr.: FS I 00-208

Michael Neugart  
**The Supply of New Engineers in Germany**  
Bestell Nr.: FS I 00-209

Rolf Becker  
**Studierbereitschaft und Wahl von ingenieurwissenschaftlichen Studienfächern. Eine empirische Untersuchung sächsischer Abiturienten der Abschlussjahrgänge 1996, 1998 und 2000**  
Bestell Nr.: FS I 00-210

*Abteilung:  
Wirtschaftswandel und Beschäftigung*

Delphine Corteel / Judith Hayem  
**"Loyalty" and "middle class" at stake in the General Motors strikes, Flint (Michigan), Summer 1998**

Bestell Nr.: FS I 00 - 301

Donatella Gatti

**Competence, Knowledge, and the Labour Market.  
The role of complementarities**

Bestell Nr.: FS I 00 – 302

Gregory Jackson / Sigurt Vitols

**Pension Regimes and Financial Systems: Between  
Financial Commitment, Liquidity, and Corporate  
Governance**

Bestell Nr.: FS I 00 - 303

Absender/From:

Versandstelle - WZB

Reichpietschufer 50

D-10785 Berlin

**BESTELLSCHEIN**

**ORDER FORM**

Bitte schicken Sie mir aus Ihrer  
Publikationsliste folgende Diskussions-  
Papiere zu.

Bitte schicken Sie bei Ihren Bestellungen von WZB-Papers  
**unbedingt** eine **1 DM-Briefmarke pro paper** und einen  
an Sie adressierten **Aufkleber** mit. Danke.

For each paper you order please send a "**Coupon-  
Réponse International**" (international money order)  
plus a **self-addressed adhesive label**. Thank You.

Please send me the following discussion papers from your Publication List:

Paper No.            Author

---

